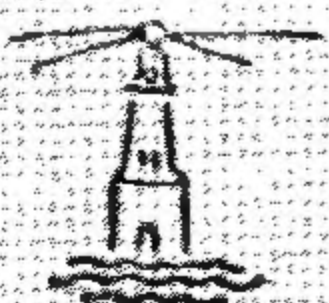


المكتبة  
الإحصائية

# التحليل العاملي<sup>2</sup> بيوميكا

تأليف

الدكتور عمار الدين محمد سلطاني  
خبير بالمركز القومي للبحوث الاجتماعية والجنائية



دارالمحرّف بمط





# التحليل العاملي

تأليف  
الدكتور عماد الدين محمد سلطانيان  
مدير المركز القومي للبحوث الاجتماعية والجنائية

الطبعة الأولى

١٩٦٧



دارالمحارف بمطرو

---

ماتزم الطبع والنشر — دار المعارف بمصر ١١١٩ كورنيش النيل بالقاهرة — ج . ع . م .

# تقديم

يزداد استخدام التحليل العاُملي في البحث زيادة سريعة منذ أن توصل إليه شارل سيرمان . ففي علم النفس والعلوم الاجتماعية حيث تعد المتغيرات وتتداخل فيما بينها ، نجد أنه من الضروري أن نخضع هذه المتغيرات لوسيلة تجمعها في مجموعات فتسهل على الباحث تحديد ماورها من ظواهر ودلالات . والتحليل العاُملي وسيلة فعالة تحقق لنا ما نهدف إليه . فإذا كان لدينا مصفوفة من معاملات الارتباط ، فإن تفسير هذه الارتباطات وما بينها من علاقات غالباً ما يكون مستحيلاً . ويقدم لنا التحليل العاُملي وسيلة لتلخيص هذه العلاقات مما يسهل عمل الباحثين لتفسيرها وشرحها . ولا يضيف التحليل العاُملي شيئاً إلى البيانات الأصلية ، ولكنه أداة تبسيط تفيد في محاولة فهم تلك البيانات .

وهناك طرق مختلفة للتحليل العاُملي ، بيد أننا لم نتناول هنا إلا الطرق الأكثر فائدة والتي يمكن أن تؤدي إلى نتائج مقاربة . وبهذا نكون قد قدمنا للسكتة العربية كتاباً نحن في حاجة شديدة إليه . فعلى الرغم من أن كتب الإحصاء الرائدة قد تناولت موضوع التحليل العاُملي ، إلا أنها لم تتناوله إلا في صورة مختصرة . فالتحليل العاُملي لم يعد قاصراً فقط على العلوم الاجتماعية بل تعداها إلى كل دراسة تتعدد فيها متغيرات ، يريد الباحث إختصارها إلى صورة واضحة يسهل تفسيرها .

ولقد تناولنا موضوع التحليل العاُملي من حيث نشأته وما ساد فيه من جدال يتعلق بطرقه والهدف منه ، والذي قلّت حدته إلى درجة الزوال . ثم عرضنا للأسس الرياضية التي يقوم عليها التحليل . وتبعنا هذا بعرض للطرق التي زاد الاقبال على استخدامها والتي يمكن أن تؤدي بنا إلى

( ٥ )

نتائج لا جدال فيها . ثم تناولنا موضوع تدوير المحاور الذى أصبح من أساسيات التحليل العاىلى بعد أن كان يرفضه بعض الباحثون . وعرضنا بعد ذلك لكيفية تفسير ما يثوى إليه التحليل العاىلى من عوامل . فالأرقام التى تتوصل إليها لا يكون لها معنى فى حد ذاتها ، بل على الباحث تفسيرها بما يكمن وراءها من دلالات . وإنتهينا إلى عرض أهم المراجع التى تناولت التحليل العاىلى .

وجدير بالذكر بعد هذا العرض أن نقرر شكرنا إلى الزملاء الذين كان لحظهم لنا على وضع هذا الكتاب إثارة لدافع قوى للعمل نحو إخراجهم . ونخص بالشكر الزميل عبد الباسط محمد ، على ما أبداه من تعاون فى تعديل بعض ما قد يكون هناك من عبارات لغوية تحتاج إلى صياغات أخرى . كما نخص بالشكر دار المعارف بمصر على تعاونها لنشر هذا الكتاب .

وجدير بشكرنا تلك القيادات وأولئك الزملاء الذين نعمل بينهم فلمهم أكبر الأثر فى خلق دفع قوى نحو العمل المتواصل الذى لا يعرف الملل .

عماد الدين سلطان

# الفهرست

صفحة

## الفصل ١

### مقدمة

١ — ٢٣

٢

نظرية العاملين لسيرمان

٩

نظرية العوامل الثنائية لهولزنجر

١٢

نظرية العينات

١٣

نظرية العوامل المتعددة

١٩

الفروض الأساسية في التحليل العامل

## الفصل ٢

### الأسس الرياضية للتحليل العامل

٢٤ — ٤٨

٢٥

المصفوفة المحورة

٢٥

درجة المصفوفة

بعض أنواع المصفوفات الشائعة ، المصفوفة

المربعة ، المصفوفة المتماثلة ، المصفوفة

٢٦

القطرية ، المصفوفة المتطابقة .

٢٧

ضرب المصفوفات

٢٩

المصفوفة المقلوبة

٣٤

التمثيل الهندسي لمعامل الارتباط

٣٦

التمثيل الهندسي لجدول الارتباطات



صفحة

التمثيل الهندسى لجدول الارتباطات فى بعدين ٣٨

حساب جدول الارتباطات من مصفوفة

العوامل ٤٠

التمثيل الهندسى لمصفوفة الارتباطات فى أبعاد

ثلاثة ٤١

تدوير المحاور المرجعية ٤٤

### الفصل ٣

#### الطريقة المركزية

٤٩ - ٦٩

الحد الأدنى من المتغيرات التى يتطلبها

استخلاص عدد م من العوامل المشتركة ٦٢

محك مويزر ٦٤

محك بيرت وبانكز ٦٥

محك فائ لتكر ٦٦

قاعدة همفرى ٦٧

محك كومب ٦٧

### الفصل ٤

#### طريقة المكونات الأساسية

٧٠ - ٩٠٠

### الفصل ٥

#### طريقة الاحتمال الأقصى

١٠١ - ٩١٣



## ( ز )

صفحة

### الفصل ٦

الطريقة القطرية

١٢٠-١١٤

### الفصل ٧

طريقة العوامل المتعددة

١٣٩-١٢١

### الفصل ٨

تدوير المحاور

١٦٤-١٤٠

التدوير المتعامد مقابل التدوير المائل

١٤٧

تدوير المحاور المتعامدة في ثلاثة أبعاد

١٥٩

### الفصل ٩

تفسير العوامل

٢٢٨-١٦٥

بعض مشا كل التحليل العايلي

٢٢٤

للمراجع

٢٢٩





## الفصل ١

### مقدمة

من الواضح أنه يسهل تفسير معامل الارتباط بين متغيرين تفسيراً نسبياً . فإذا كان المعامل عالياً ، فإننا نقول أن هناك علاقة ما بين هذين المتغيرين . وإذا كان المعامل منخفضاً فإننا نقول أن العلاقة ضعيفة بين المتغيرين أو قد لا توجد علاقة . ولكن إذا كان لدينا جدول كبير من معاملات الارتباط فإن أمر تفسير هذه الارتباطات غالباً ما يكون مستحيلاً . ويقدم لنا التحليل العاملي وسيلة لتلخيص هذه العلاقات مما يسهل عمل الباحثين لتفسيرها وشرحها . فجدول الدرجات الخام يحول إلى جدول ارتباطات بأى وسيلة من وسائل الارتباط . ورغم فقدان بعض من الحقائق الأصلية في عملية استخراج معاملات الارتباطات ، فإن العلاقات بين الاختبارات تصبح أكثر وضوحاً . وعند تحويل جدول الارتباطات بالتحليل العاملي إلى جدول عوامل ، فإننا نفقد قدراً أكبر من الحقائق الأصلية ، ولكن العلاقات بين الاختبارات ما تزال أكثر وضوحاً . ومن الملاحظ أن طرق الارتباط أو التحليل العاملي لا تضيف شيئاً إلى البيانات الأصلية ؛ فكلهما أدوات تفيد في محاولة فهم تلك البيانات . ويهدف التحليل العاملي أولاً إلى التبسيط . ويتفق علماء التحليل العاملي فيما بينهم على أن أى طريقة من طرق التحليل تحقق هذا الهدف . فإذا طبق ٥٠ اختباراً على ١٠٠ فرداً فيكون لدينا ٥٠٠٠ درجة من درجات الاختبارات ، بواقع درجة لكل فرد . ودرجات الأفراد هذه يمكن إختصارها إلى ١٢٢٥ معاملاً من معاملات الارتباطات . وإذا حللنا هذه المعاملات تحليلاً عاملياً فحصلنا على ثمانية عوامل ، فإن معاملات الارتباطات تختصر إلى ٤٠٠ تشعباً من

تشبعات العوامل . وحيث أن كثيرا من هذه التشبعات ستكون قيم صفيرية أو تقرب من الصفر ، مما يمكن إهماله ، فإننا نحصل بذلك على التبسيط المرغوب فيه .

ويهدف التحليل العاملي ثانيا إلى إيجاد مجموعة من القدرات والسمات الأقل في العدد والأشمل في طبيعتها من الاختبارات الأصلية . ولكن مدى نجاح طرق التحليل العاملي في فصل هذه القدرات والسمات موضع جدال . فيذهب بعض الباحثين إلى أن العوامل التي يستخلصونها هي القدرات والسمات ، بينما يذهب بعض النقاد إلى أنها مجرد أرقام رياضية . ويذهب البعض إلى أنها خطوة أولى في إيجاد هذه القدرات والسمات .

وتتفق كل طرق التحليل العاملي على فروض أساسية سنتناولها في الفصل التالي . إلا أنها تختلف فيما بينها . ويتضح هذا الاختلاف إلى حد كبير في الفروق بين الأهداف التي يهدف إليها علماء التحليل العاملي من عملية التحليل . فيهدف سبيرمان وهو لزنجر Spearman and Holzinger إلى استخراج عامل عام يمكن بواسطته إعادة استخراج البيانات الأصلية كلما أمكن ذلك . ويفضل كيلي Kelley وهو تيلنج Hotelling استخراج العوامل مرتبة تبعا لقلّة أهميتها . ويؤكد ثرستون Thurstone أهمية استخراج العوامل ذات الدلالة النفسية ، والتي لا تتغير تشبعات الاختبارات بها إذا ما وجدت في بطاريات مختلفة . ولتحقيق هذه الأهداف ذهب العلماء إلى طرق مختلفة ، بحيث تؤيد كل طريقة نظرية كل عالم فيما يذهب إليه في طبيعة التكوين العقلي .

### نظرية العاملين لسبيرمان Spearman's Two Factor Theory

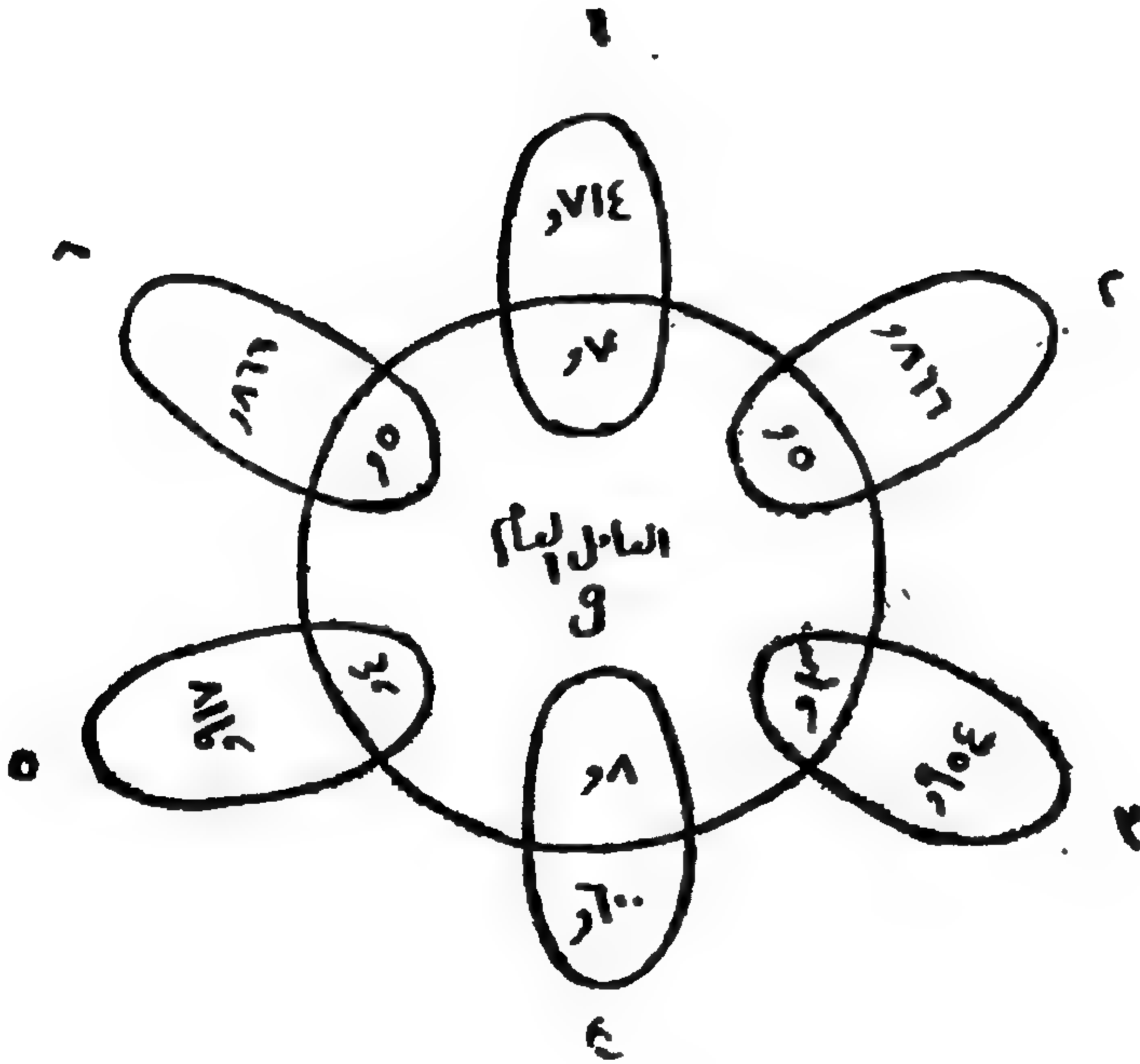
لقد لاحظ سبيرمان في بداية الأمر ، عندما تناول معاملات ارتباط ناتجة عن تطبيق عدد قليل من الاختبارات على عدد قليل من الأفراد ، أنه يمكن إعادة حساب معاملات الارتباط باستخدام عامل واحد . وقد



وجد أن المعاملات المتبقية قريبة من الصفر مما يمكن إرجاعه إلى الصدفة. وامتدح من ذلك أن كل اختبار يتوقف في أدائه على عامل عام  $G$  ، يظهر بأوزان مختلفة في كل الاختبارات، وعامل خاص  $X$  ، يظهر في كل اختبار فقط ، ولا يرتبط بالعامل العام ولا بالعوامل الخاصة الأخرى .

ويمكن توضيح ذلك بالشكل ( ١ - ١ ) .

شكل ( ١ - ١ ) : يمثل نظرية العاملين .



حيث تمثل الدائرة العامل العام الذي تشترك فيه كل الاختبارات التي تمثل بالأشكال البيضاوية . والأرقام الموجودة في الدائرة والبيضاوي تمثل تشعب الاختبارات بالعامل العام  $G$  . والأرقام الموجودة في أجزاء الأشكال البيضاوية تمثل تشعب الاختبارات بالعوامل الخاصة ، بافتراض أن الاختبارات ثابتة تماما . ويمكن تمثيل نظرية العاملين لسيرمان جدوليا كما يتضح من الجدول ( ١ - ١ ) .

جدول ( ١ - ١ ) تمثيل نظرية العاملين .

الاختبار	العامل							هـ
	G	خ <sup>١</sup>	خ <sup>٢</sup>	خ <sup>٣</sup>	خ <sup>٤</sup>	خ <sup>٥</sup>	خ <sup>٦</sup>	
١	٧	٧١٤						٤٩
٢	٥		٨٦٦					٢٥
٣	٣			٩٥٤				٠٩
٤	٨				٦٠٠			٦٤
٥	٤					٩١٧		١٦
٦	٥						٨٦٦	٢٥

ونحصل بتربيع تشيعات الاختبارات على نسبة التباين الكلى من كل اختبار والذي يساهم به في العامل العام . وإذا كان الاختبار ثابتا تماما ، فإن التباين الكلى يمكن تمثيله بالمعادلة التالية

$$١ = ع١ + خ١$$

حيث ع<sub>١</sub> = تشيع الاختبار ١ بالعامل العام g .

خ<sub>١</sub> = تشيع الاختبار ١ بالعامل الخاص .

وعلى ذلك فبالنسبة للاختبار ٤ فإن ٨<sup>٢</sup> + ٦<sup>٢</sup> = ١٠٠ .

وتبعا لنظرية العاملين نجد أن العامل العام هو الذى يفسر الارتباطات بين الاختبارات فيتوقف الارتباط بين أى اختبارين على مقدار تشيعهما بالعامل العام الذى يوجد بينهما . ونحصل على معامل الارتباط هذا بحاصل ضرب التشيعين . فالارتباط بين الاختبارين ٢٤١ يساوى ٧ و ٥ أى ٣٥ و ٤



وبين الاختبارين ١ ، ٣ يساوي ٧ ،  $\times$  ٣ ، أى ٢١ ، وهكذا يمكن الحصول على جدول الارتباطات بأكمله كما هو مبين بالجدول ( ١ - ٢ ) . ونحصل على الأرقام بين الأقواس في الخلايا القطرية الرئيسية من حاصل ضرب تشبع الاختبار بالعامل العام في نفسه . وتعرف هذه القيمة باشتراكية الاختبار والتي تمثل بالرمز  $r_{ii}$  ، وهي تدل على نسبة تباين الاختبار الكلية التي يشترك بها في العامل العام .

جدول ( ١ - ٢ ) : مصفوفة معاملات الارتباطات نتيجة تشبعات الاختبارات بالعامل العام .

الاختبار	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	( ٤٩ )	٣٥	٢١	٥٦	٢٨	٣٥
٢	٣٥	( ٢٥ )	١٥	٤٠	٤٠	٢٥
٣	٢١	١٥	( ٠٩ )	٢٤	٢٤	١٥
٤	٥٦	٤٠	٢٤	( ٦٤ )	٣٢	٤٠
٥	٢٨	٢٠	١٢	٣٢	( ١٦ )	٢٠
٦	٣٥	٢٥	١٥	٤٠	٢٠	( ٢٥ )

ويمكن حساب تشبع الاختبار ١ بالعامل العام من ارتباطه باختبارين آخرين ب ، ح ، بالمعادلة التالية :

$$\text{تشبع الاختبار ١ بالعامل العام} = \frac{r_{1b} r_{1c}}{r_{bc}}$$

حيث  $r_{1b}$  = معامل الارتباط بين الاختبار ١ ، والاختبار ب

$r_{12} =$  معامل الارتباط بين الاختبار ١ ، والاختبار ٢

$r_{13} =$  معامل الارتباط بين الاختبار ١ ، والاختبار ٣

علما أنه لاستخدام هذه المعادلة يجب أن يتحقق بين الاختبارات  
محك التناسب .

ومن مصفوفة الارتباطات يمكن تقدير تشبع المتغير ١ بالعامل العام  
بالمعادلة التالية :

$$\text{تشبع الاختبار ١ بالعامل العام} = \sqrt{\frac{n_1^2 - n_1'^2}{n_1^2 - n_1'^2}}$$

حيث أن  $n_1 =$  مجموع كل الارتباطات ( حيث أن كل ارتباط يحدث  
مرتين والخلايا القطرية خالية ) ،  $n_1' =$  مجموع الارتباطات في الصف ١  
 $n_1' =$  مجموع مربعات الارتباطات في الصف ١

$$n_1^2 = \text{مربع } n_1$$

لذا يجب أن يتحقق محك الفروق الرباعية لكي نقيم الافتراض بوجود  
عامل عام وعوامل خاصة بين بطارية من الاختبارات . ومعنى هذا أن أى  
عمودين من أعمدة مصفوفة الارتباطات يجب أن يكون بينهما تناسبا بسيطا  
مباشرا . فإذا فرضنا مصفوفة الارتباطات المبينة بالجدول ( ١ - ٣ ) .



جدول ( ١ - ٣ ) : مصفوفة الارتباطات التي يتحقق فيها عامل عام وعوامل خاصة .

٦	٥	٤	٣	٢	١	
٣٥ و	٣٠ و	٤٥ و	١٠ و	٤٠ و		١
٥٦ و	٤٨ و	٧٢ و	١٦ و		٤٠ و	٢
١٤ و	١٢ و	١٨ و		١٦ و	١٠ و	٣
٦٣ و	٥٤ و		١٨ و	٧٢ و	٤٥ و	٤
٤٢ و		٥٤ و	١٢ و	٤٨ و	٣٠ و	٥
	٤٢ و	٦٣ و	١٤ و	٥٦ و	٣٥ و	٦

فإن إحمك التناسب يتطلب باعتبار العمودين ١ ، ٢ أن :

$$\frac{١٦}{٣٤} = \frac{٢٥}{١٥} = \frac{١٤}{٢٤} = \frac{١٣}{٢٣}$$

ومن النسبة الأولى والثانية نجد أن

$$١٤ \cdot ٢٣ = ٢٤ \cdot ١٣$$

$$صفر = ١٤ \cdot ٢٣ - ٢٤ \cdot ١٣$$

وبالنسبة للعمودين ١ ، ٣ نجد أن

$$\frac{١٤}{٣٤} = \frac{١٣}{٣٢}$$

$$١٤ \cdot ٣٢ = ٣٤ \cdot ١٣$$

$$صفر = ١٤ \cdot ٣٢ - ٣٤ \cdot ١٣$$

وبالنسبة للعمودين ١ ، ٤ نجد أن

$$\frac{13'}{43'} = \frac{12'}{42'}$$

$$12' 43' = 13' 42'$$

$$12' 43' - 13' 42' = \text{صفر}$$

وهكذا مع بقية الأعمدة الأخرى وتسمى المعادلة  $12' 43' - 13' 42' = \text{صفر}$  بمعادلة الفروق الرباعية لسبيرمان ، والتي بتحقيقها يمكن الأخذ بأن كل اختبار يتكون من عامل عام وعامل خاص . ويمكن التغاضي عن الحيود البسيط عن الصفر في حدود خطأ العينة .

ومن الملاحظ أننا نستخدم في كل تناسب فقط أربعة اختبارات من الست الموجودة . . ويصبح هذا العمل شاقا إذا كان هناك عديد من الاختبارات . حيث تتطلب عشر اختبارات إيجاد ٢٥٢ فرق من الفروق الرباعية ، ويتطلب عشرون من الاختبارات حساب ٢٩٠٧ فرقا .

ومن الجدير بالذكر ، أن التناسب يتضح أكثر إذا أعيد ترتيب المتغيرات في الأعمدة والصفوف تبعا لحاصل جمع الأعمدة بحيث نبدأ بالمتغير الذي أعطى عموده أكبر حاصل جمع وهو في مثالنا هذا المتغير ٤ . وبهذا نحصل على المصفوفة الميئة بالجدول ( ١ - ٤ ) .

ويتضح من المصفوفة أن معاملات الارتباط في كل عمود وكل صف تتدرج من معاملات مرتفعة إلى معاملات منخفضة . ويطلق سبيرمان على هذا التدرج التدرج الهرمي . ولا تظهر عمليا ظاهرة التدرج الهرمي بهذا الوضوح بسبب أخطاء العينة والقياس . ولهذا تحيد الفروق الرباعية قليلا عن الصفر . وعندما تزيد الفروق الرباعية عن الصفر بدرجة لا يمكن تحملها فإن الفرض بوجود عامل عام بين مجموعة من الاختبارات يجب استبعادة .

جدول (١-٤) : مصفوفة الارتباطات بعد إعادة ترتيبها .

الاختبار	٤	٢	٥	٦	١	٣
٤		٧٢،	٦٣،	٥٤،	٤٥،	١٨،
٢	٧٢،		٥٦،	٤٨،	٤٠،	١٦،
٥	٦٣،	٥٦،		٤٢،	٣٥،	١٤،
٦	٥٤،	٤٨،	٤٢،		٣٠،	١٢،
١	٤٥،	٤٠،	٣٥،	٣٠،		١٠،
٣	١٨،	١٦،	١٤،	١٢،	١٠،	

### نظرية العوامل الثنائية هولزنجر

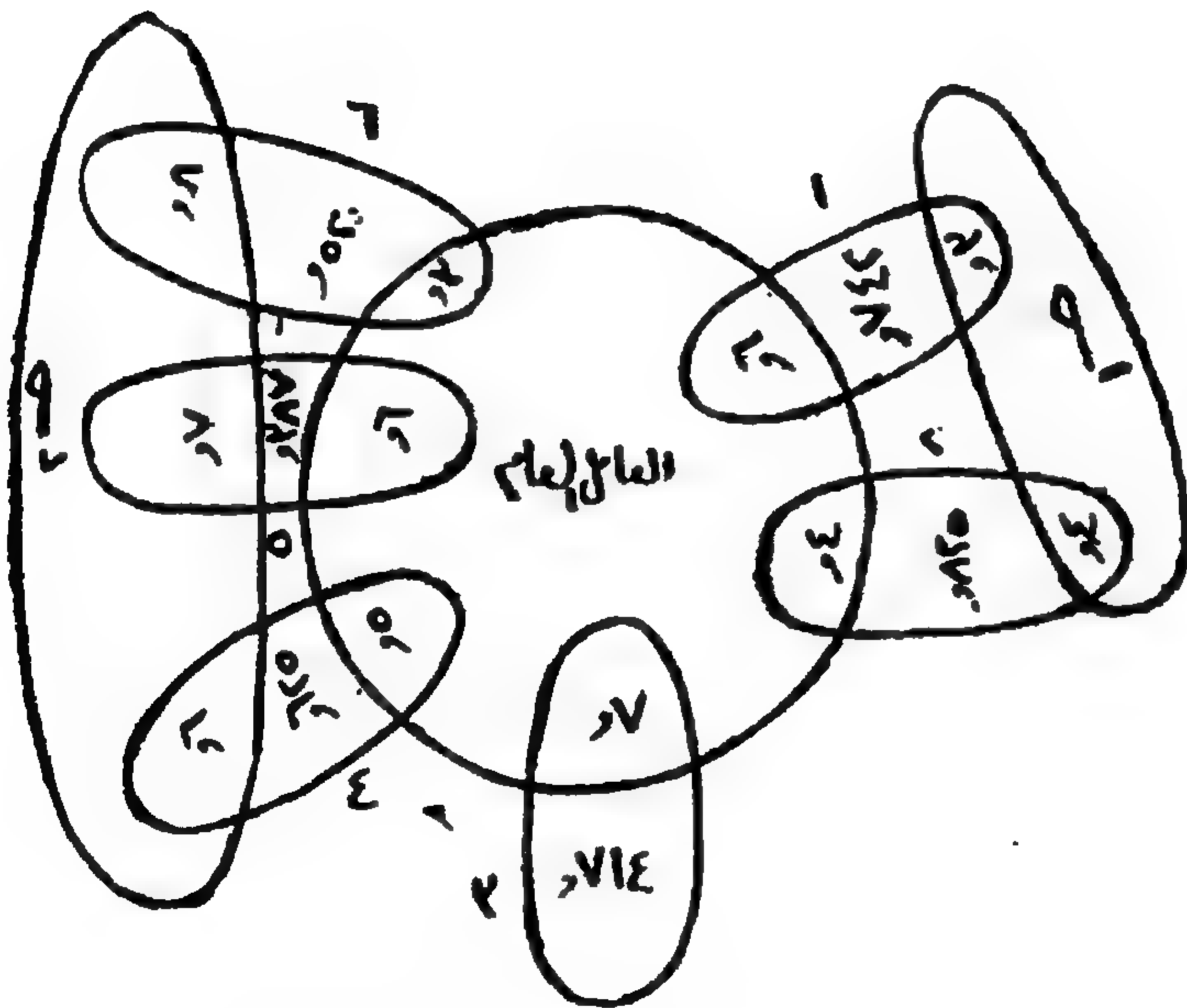
Holzinger's Bi — Factor Theory

لاحظ سيرمان وأتباعه أخيراً أن تلك الاختبارات التي لا يتحقق فيها محك التناسب والتي سماها بالمشتتات ، يمكن الإبقاء عليها في مصفوفة الارتباطات حيث يكون بين بعض الاختبارات عامل مشترك بالإضافة إلى العامل العام الذي لا يشيع بين كل الاختبارات . وبهذا أصبح من غير المناسب الأخذ بفكرة العامل العام الوحيد ، بل يجب الأخذ بوجود عوامل طائفية وهي عوامل تشيع بين مجموعات الاختبارات دون الأخرى . وتقوم نظرية هولزنجر على الإبقاء على العامل العام ، مع تأكيداً للعوامل الطائفية . فبعد إستخلاص العامل العام ، تبحث طريقة العوامل الثنائية عن تجمعات الاختبارات التي تظهر فيما بينها بواقي ارتباطات ذات دلالة ، بينما تظهر ارتباطات صفيرية مع بقية الاختبارات الأخرى . ويفترض أن كل تجمع من هذه التجمعات يتضمن عاملاً عاماً . وبالإضافة إلى العامل



العام والعوامل الطائفية ، يفترض هولزنجر أن كل اختبار يتضمن عاملاً خاصاً . وتشبه طريقة العوامل الطائفية ليرت طريقة العوامل الثنائية لهولزنجر . وكذلك تشبه طريقة كيلى طريقة هولزنجر ، إلا أنها تؤكد وجود العوامل الطائفية تأكيداً أكبر مع التقابل من وجود العامل العام . ويفترض كيلى وجود العامل العام والعوامل الطائفية والعوامل الخاصة . ويمكن تمثيل نظرية العوامل الثنائية لهولزنجر كما هو مبين بالشكل ( ١ - ٢ ) . كما أن الجدول ( ١ - ٥ ) يعطى نفس البيانات فى صورة جدولية .

شكل ( ٢ - ) : يمثل نظرية هولزنجر



وتعطى المعادلة التالية تباين الاختبار ١ إذا إقرضنا ثباته تماماً .

$$١ = ١^٢ ع + ١^٢ ح + ١^٢ ع$$

حيث  $١ ع$  = تشبع الاختبار ١ بالعامل العام .

$١ ح$  = تشبع الاختبار ١ بالمعامل الطائفي .

خ<sub>١</sub> = تشيع الاختبار ١ بالعامل الخاص .

جدول ( ١ - ٥ ) : يمثل نظرية العوامل الثنائية لهولزنجر

الاختبار	العامل									ه <sup>٢</sup>
	العامل العام	١ >	٢ >	١ خ	٢ خ	٣ خ	٤ خ	٥ خ	٦ خ	
١	٦ و	٣ و		٧٤٢ و						٤٥ و
٢	٤ و	٤ و		٧٢٥ و						٢٢ و
٣	٧ و				٧١٤ و					٤٩ و
٤	٥ و	٦ و				٦٢٥ و				٦١ و
٥	٦ و	٧ و					٣٨٧ و			٨٥ و
٦	٨ و	٣ و						٥٢٠ و		٧٢ و

والارتباط بين أى اختارين يتحدد بمدى تشبعهما بنفس العوامل .  
ويمكن حسابه من حاصل ضرب تشبعاتهما تبعا للمعادلة التالية :

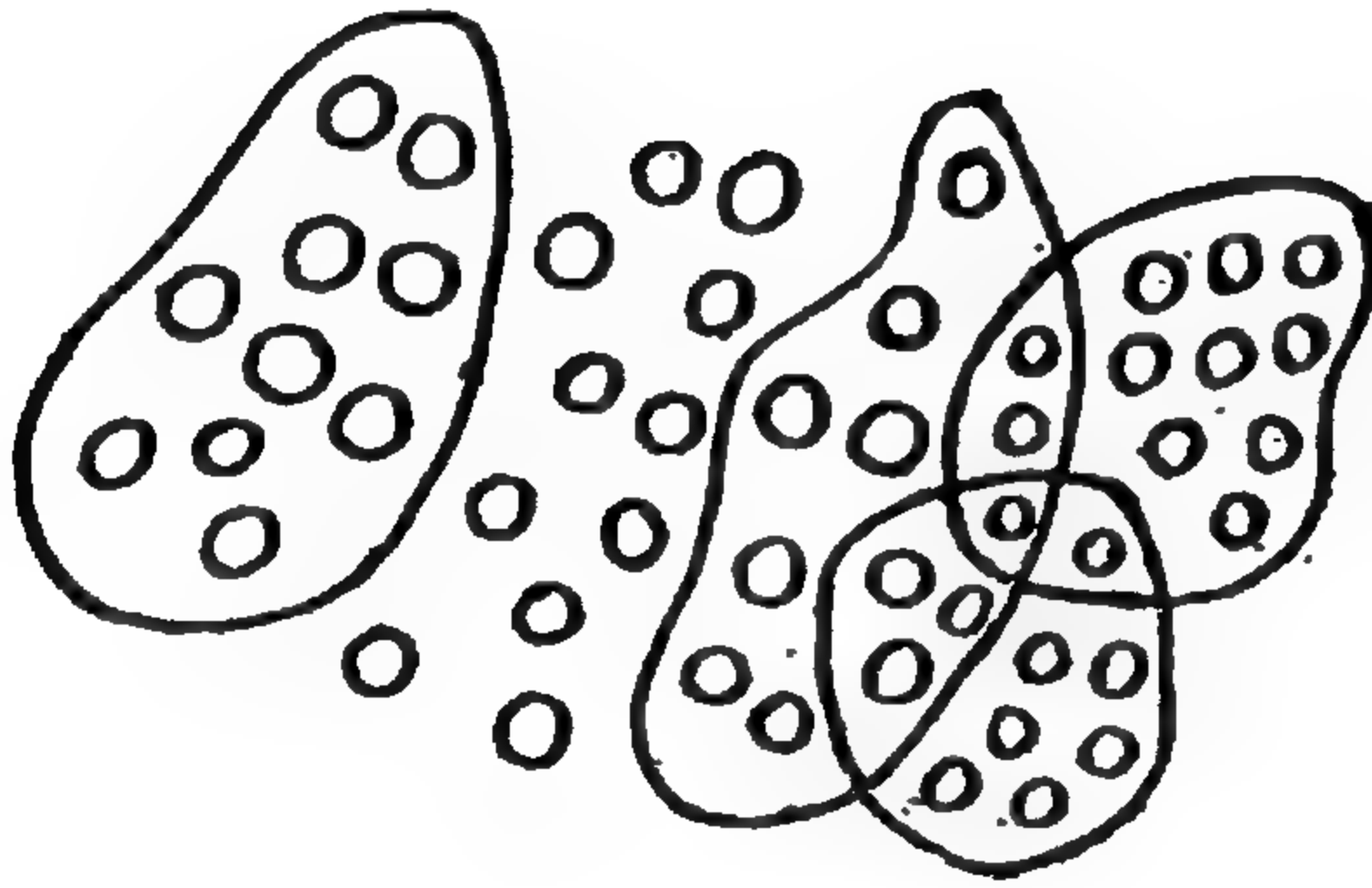
$$١٢ = ١٢ + ١١ + ١٠ + ٩ + ٨ + ٧ + ٦ + ٥ + ٤ + ٣ + ٢ + ١ + ٠$$

فمعامل الارتباط بين الاختارين ١ ، ٢ من الجدول ( ١ - ٥ ) يساوى  
( ٦ × ٤ ) + ( ٣ × ٤ ) أى ٠,٣٦ والارتباط بين الاختارين ١ ، ٥  
يساوى ( ٦ × ٦ ) + ( ٣ × ٠ ) + ( ٠ × ٣ ) + ( ٧ × ٠ ) أى ٠,٣٦ وهكذا  
يمكن حساب كل الارتباطات بين كل الاختبارات . ويوجد فى مثالنا هذا  
تسعة عوامل ولكن ثلاثة منها فقط ، العامل العام وعاملان طائفيان ،  
هى التى تحدد معاملات الارتباطات ومن بين العوامل الطائفية التى حددها  
الباحثون باستخدام طريقة العوامل الثنائية ، القدرة اللغوية فالقدرة العددية  
والقدرة الميكانيكية والانتباه والتخيل وعوامل أخرى كالمثابة والارادة  
والتذبذب .

### نظرية العينات Thomson's Sampling Theory

يرفض بعض علماء التحليل العاملي الأخذ بالعوامل العامة كالعامل  $G$  أو بالعوامل الطائفية ، على أنها تمثل وحدات نفسية . ومن أشهر هؤلاء العلماء طومسون الذى وضع نظرية العينات ، والتي يمكن تمثيلها بالشكل ( ١ - ٣ ) .

شكل ( ١ - ٣ ) : يمثل نظرية العينات



تمثل كل دائرة من الدوائر الصغيرة وحدة قدرة ، ورغم ضيق حدودها فهي تدخل فى أداء أعمال مختلفة . وقد افترض طومسون وجود عدد كبير من هذه الوحدات . وتبعاً لنظرية العينات هذه ، يمكن اعتبار أن أى اختبار يحتوى على عدد من هذه الوحدات ، بحيث يحتوى بعضها على عدد كبير منها ، ويحتوى البعض الآخر على عدد قليل منها . وتتوقف درجة الارتباط بين أى اختبارين على عدد وحدات القدرات التي يشتركان فيها . ويعتقد طومسون أن القدرات قد تتحد بطريقة تؤدي إلى إرتباطات تقترب من صورة العامل العام لسبيرمان . ولكنها تختلف عنه فى أنها لا تعدو أن تكون تكتل من وحدات ، وليست عاملاً أساسياً يمكن وراء



كل القدرات . وتعتبر العوامل الطائفية أيضا تكتلات لبعض وحدات القدرات . بينما تتكون العوامل الخاصة من وحدات تقتصر في ظهورها على كل اختبار . لكن النقد الموجه إلى هذه النظرية يأتي حيث يكون الاحتمال ضئيل في إثبات وجود العناصر التي يفترضها طومسون تجريبيا . ولا يمكن إعتبار الارتباط على أساس الاشتراك في عدد من العناصر برهانا على أن القدرات المرتبطة تتكون أيضا من عديد من العناصر . فإذا كانت العناصر المفروضة مركبات ثابتة ، بحيث تعطى وحدات نفسية أكبر ، فإنه يجب الاهتمام بذلك الوحدات الكبيرة ( العوامل الطائفية ) ، لأنها تمثل شيئا ذا معنى نفسى وبذلك تستحق الاعتراف بوجودها ووصفها وإستخدامها . فالمنح يتكون من عديد من الخلايا العصبية لكن العلم لا يهتم إلا بوظيفة عدد كبير من تلك الخلايا متحدة معا .

### نظرية العوامل المتعددة Multiple Factor Theory

تقوم هذه النظرية على أساس أن الإرتباطات بين عدد من الاختبارات ترجع إلى وجود عامل أو أكثر ، بحيث لا يكون هناك عامل عام مشترك فيه الاختبارات كلها . فمثلا يتضمن الاختبار ١ العوامل ١ ، ٢ ، ٣ وعامل خاص . ويتضمن الاختبار ٢ العامل ١ وعامل خاص . ويتضمن الاختبار ٣ العامل ٢ ، ٤ وعامل خاص وهكذا . ويلاحظ أن التحليل يؤدي ، إلى ذلك كلما أمكن ، إلى أن يتضمن الاختبار عاملا واحدا مع تشعب ضئيل ، بحيث يمكن إهماله ، بالعوامل الأخرى . وتسمى هذه الصورة من تركيب العوامل بالتركيب البسيط . وهي تستخدم غالبا في تحليل اختبارات القدرات . ولكنها تكون أكثر ملاءمة لاختبارات الجانب الانفعالي أو الدافعي من الشخصية حيث يندر أن يكون هناك عامل عام يمر بكل الاختبارات .

ومن الجدير بالذكر أن طريقة العاملين لسيرومان ، والعوامل الثنائية.

لهولزنجر ، والعوامل المتعددة لثرستون ، تشترك جميعها في خاصية واحدة هي أن العامل الأول سواء سمي بالعامل العام أو العامل المركزي فإنه يكون مشبعاً بما تتضمنه طبيعة إختبارات البطارية التي تخضعها للتحليل . فإذا تكونت البطارية أساساً من إختبارات عديدة فإن العامل الأول سيقع قريباً من الإختبارات العددية . وإذا أضيف عدد من إختبارات الذاكرة وأعيد التحليل ، فإن العامل الأول سيتحرك نحو إختبارات الذاكرة . وعلى ذلك فإن الوصف العامي لأي إختبار باستخدام هذه الطرق ، يتوقف على الإختبارات الأخرى التي تتضمنها بطارية الإختبارات . وبالإضافة إلى ذلك فإن تشبع الإختبارات بالعامل الأول تظهر اتفاقاً من طريقة إلى أخرى . فقد وجد وودرو Woodrow باستخدام بطارية كبيرة أن هناك معامل ارتباط قدره ٩٦٥ و بين تشبعات العامل المركزي الأول غير المدار بطريقة ثرستون ، وتشبعات العامل العام بطريقة هولزنجر عند تحليل نفس البيانات . كما وجد أن العامل العام باستخدام طريقة العوامل الثنائية يشبه دائماً ذلك العامل العام باستخدام التحليل الرباعي لسبيرمان .

وعلى الرغم من أن طرق التحليل تؤدي إلى قيم متشابهة لتشبعات العامل الأول ، فإن تفسير العامل الأول يختلف من طريقة إلى أخرى . حيث يفسر كل من سبيرمان وهولزنجر العامل الأول بالقدرة العقلية العامة . ويفسره هوتيلنج وكيلى في ضوء طبيعة الاختبار أو الاختبارات التي تظهر أكبر تشبعاته . ويقرر ثرستون بأنه خليط من كل شيء مما تتضمنه بطارية الاختبارات وأنه ليس ذى دلالة نفسية إلا بعد تدوير المحاور ، مما يؤيده ألكسندر Alexander ، وجاريت Garrett ، وجيلفورد Guilford .

ونجد في طريقة كل من سبيرمان وهولزنجر أن العوامل الأخرى غير العامل العام لها تشبعات بعدد قليل من الاختبارات . ويمكن تفسير هذه العوامل مباشرة . بينما نجد في طريقة ثرستون أن العامل الثانى وما يليه من

عوامل يكون لها تشبعات موجبة لبعض الاختبارات وتشبعات سالبة لبعض الآخر . ويعتبر ثرستون أن هذه العوامل ، كالعامل الأول ، ليس لها دلالة إلا بعد تدويرها تدويراً صحيحاً .

ولا تختلف الطرق المتعددة لتحليل العامل في كيفية أداء عملية التحليل ولكن تختلف فيما تحدد له لنفسها من نتائج . وهم معظم علماء التحليل العامل بإيجاد عوامل مشتركة بين عدد من الاختيارات . ولما كان هناك إهتمام بالعوامل المشتركة ، فإن العوامل الخاصة تستبعد باستخدام الاشتراكيات Communalities بدلا من ثبات كل اختبار ، في مصفوفة الارتباطات . وحيث أن ثبات الاختبار يتوقف على العوامل الخاصة والمشاركة فإن ثبات الاختبار يكون أكبر من اشتراكية . وتؤدي طرق العوامل المشتركة إلى إعادة حساب معاملات الارتباطات بين الاختبارات بدرجة أفضل مما تؤدي إليه إعادة حساب الدرجات الخام للفرد . لأنها تقوم على إستبعاد العوامل الخاصة . بينما تؤدي طريقة هو تيلنج وغيرها مما يقوم على أساس تحليل كل التباين أى تباين العامل العام والخاص ، إلى إعادة حساب معاملات الارتباطات بدرجة أقل دقة ، وحساب الدرجات الأصلية بدرجة أفضل . وجدير بالذكر أن أى طريقة من طرق التحليل يمكن أن تستخدم في تحليل تباين العامل المشترك أو التباين المكلى .

ونريد أن نؤكد هنا أن النتائج التى نحصل عليها في دراسة التحليل العاملى تحدد لها طريقة التحليل العاملى إلى حد ما . فتبدأ كل طريقة بأهداف معينة كالعامل العام لسيرمان أو التركيب البسيط لثرستون . ولا تحدد هذه الأهداف فقط ما قد نتوصل إليه ولكنها تبعد ما يوجد من نتائج معينة فلم يحاول سيرمان مطلقا الوصول إلى التركيب البسيط لآى بطارية اختيارات . ومع هذا فإن للبيانات أيضا قيمتها في تحديد ما يهدف إليه الباحث . ومن الأمثلة الواضحة على ذلك ، أنه إذا كانت كل معاملات الارتباط



ذات قيم صفرية لما تمكن سبيرمان من إستخلاص العامل العام ، ولما توصل  
ثرستون إلى التركيب البسيط لأنه يمكنه الوصول إلى العامل العام أو التركيب  
البسيط فقط ، عندما تسمح البيانات بذلك .

وهناك عدة محكات يمكن على ضوءها مقارنة الطرق المختلفة ، نتناولها  
فيما يلي :

١ — الدقة في إعادة حساب جدول الارتباطات الأصلية . ومن الملاحظ  
أن كل طرق التحليل العاملي يتحقق فيها هذا المحك بدرجة لا بأس بها . وقد  
بين ميكسكلوي Mccloy وميثناي Methney وكنوت Knott ، وأيضاً طومسون  
أن طريقة ثرستون تفوق إلى حد ما طريقة هو تيلنج وكيلي في هذا الشأن .

٢ — عدم إرتباط العوامل . فالعوامل التي نستخلصها بطريقة كل من  
سبيرمان وهولزنجر وهوتيلنج وكيلي لا ترتبط فيما بينها بينما ترتبط العوامل  
التي نستخلصها بطريقة كل من ثرستون وتريون Tryon . ويعتبر عدم  
إرتباط العوامل في طريقة كل من سبيرمان وهولزنجر وهوتيلنج وكيلي ميزة لها  
وكل من هذه الطرق تؤكد أن الارتباطات بين العوامل يجب أن تكون  
صفرية . بينما تقوم طريقة ثرستون وتريون على تحقيق العوامل المرتبطة  
أو العوامل المنفصلة تبعاً لما يوصل إلى الحل الأكثر دلالة والأكثر دقة .  
وتعتبر هذه المرونة في طريقة كل من ثرستون وتريون ميزة لها .

٣ — سهولة العمليات . الحسائية ويعتبر هذا المحك ذو قيمة عملية ،  
رغم عدم أهميته من الناحية النظرية ، لأن طريقة كل من ثرستون  
وهو تيلنج تحتاج إلى جهد كبير في عملياتها الحسائية .

٤ — عدد العوامل التي تستخلصها طريقة التحليل . فطريقة هولزنجر  
تؤدي إلى عدد من العوامل يزيد عن عدد العوامل التي نستخلصها بطريقة  
ثرستون بمقدار العامل العام . ويؤدي التحليل العاملي بطريقة هو تيلنج

إلى إستخلاص عدد من العوامل بقدر ما هناك من اختبارات . ولا نقارن معظم هذه العوامل بالعوامل التي نستخلصها بطريقة كل من هولزنجر وثرستون لأنها عوامل خاصة . ولا يختلف كثيرا عدد العوامل المشتركة الهامة التي نستخلصها بطريقة هو تيلنج عن العوامل التي نستخلصها بطريقة هولزنجر وثرستون .

٥ — عدد العوامل التي يتضمنها كل اختبار . تؤدي طريقة كل من سيرمان وهولزنجر عادة إلى وصف للاختبار من حيث العوامل التي يحتويها ، فهي بذلك أكثر بساطة مما تؤدي إليه طريقة ثرستون ، بينما تعطى طريقة هو تيلنج صورة أكثر تعقيدا .

٦ — ملاءمة التمثيل الهندسي ، أي هل تقع موجهات العوامل قريبا من تجمعات الاختبارات التي تشبع بها تشبعا عاليا ؟ فإذا كانت كل الاختبارات بسيطة في تركيبها العاملي بدرجة كبيرة ، فإن كل الطرق ماعدا طريقة هو تيلنج تحقق هذا المحك . وإذا كان هناك اختبارات أكثر تعقيدا فإن طريقة كل من سيرمان وهولزنجر تحققه عادة .

٧ — ثبات تشيعات العوامل عند تحليل الاختبار كجزء من بطارية جديدة . ولقد وضع ثرستون طريقة الإدارة إلى التركيب البسيط لتحقيق هذا المحك بينما لا تعطى طريقة كل من سيرمان وهولزنجر نتيجة مرضية في هذا الشأن .

٨ — سهولة تفسير العوامل . يسهل تفسير كل من عوامل ثرستون الأولية وعوامل هولزنجر الطائفية بينما يصعب تفسير العامل العام في طريقة سيرمان . كما تمثل العوامل في طريقة هو تيلنج صعوبة كبيرة .

والخلاصة أن المكونات الأساسية التي نستخلصها بطريقة هو تيلنج يصعب تفسيرها كما أنها لا تكون ثابتة حيث يقرر كيرتون Cureton أن

أن المكونات الأساسية تكون دائما عديدة المعنى إذا ما أردنا تفسيرها ، حيث تختلط العوامل الخاصة والعوامل المشتركة معا وتوزع بين المكونات العديدة . وبالإضافة إلى ذلك فإننا إذا أضفنا اختبارا جديدا إلى بطارية الاختبارات ، حتى ولو كان هذا الاختبار يشبه تماما في محتوياته اختبارات البطارية الأخرى ، فإن المكونات الأساسية تتغير بأكملها . ويقرر كل من هولزنجر وثرستون وتيلور Talyor أن العوامل التي نستخلصها بطريقة هوتلينج ، يمكن أن تكون أكثر دلالة باستخدام الاشتراكات بدلا من ثوابت الاختبارات ، ويادارة المكونات بالطريقة التي يتبعها ثرستون .

أما فيما يتعلق بطريقة كل من سيرمان وثرستون في التحليل فهناك جدال حول قيمة كل منها . ويقوم الفرق الأساس بينهما على تأكيد وجود العامل العام أو عدم وجوده . ويقرر هولزنجر وسونفورد Swinford في هذا الصدد ، أن كل أنواع الاختبارات الفعلية ترتبط فيما بينها إرتباطا موجبا فيما عدا القليل منها . وأبسط تفسير لهذه الارتباطات المشتركة هو أنها ترجع إلى عامل عام . ولكن ثرستون يرى أن تشعبات العامل العام في تحليل سيرمان وهولزنجر ، ليست أكثر ثباتا من تشعبات عامله المركزي الأول غير المدار ولكن سيرمان يقرر أنه لكي يصل الباحث إلى العامل العام الحقيقي الثابت ، يجب عليه أن يستخدم مجموعة من الاختبارات التي يختارها بطريقة عشوائية إذ أن الابتعاد عن العشوائية سيؤثر على طبيعة العامل العام .

ويوجه سيرمان النقد الشديد لثرستون ، حيث يقرر أن إدارة المحاور حتى نحصل على أقصى عدد من التشعبات الصفرية ، ينتج عنه تقسيم العامل العام  $g$  بين عدد من العوامل الصغيرة عديدة الدلالة . ويؤكد بيرت مذهب إليه سيرمان من نقد لثرستون ، ولكن يذهب طومسون إلى أن نقد



سبيرمان يقسم بالسطحية ، ويسهل الاجابة عليه ، وأن هناك أدلة تجريبية تؤكد رفضه . ويشير ثرستون في هذا الصدد إلى أن إدارة المحاور توصل إلى نفس العوامل بتحليل نفس الاختبارات في بطاريات مختلفة . وتؤكد دراسات كل من جيلفورد وكوكس Cox ما يقرره ثرستون ، حيث يبين أنه يمكن الحصول على نفس العوامل ذات الدلالة عن طريق إدارة المحاور إلى التركيب البسيط .

وبينما يفترض في طريقة كل من سبيرمان وهولزنجر وجود عامل عام ، حيث يكشف عنه التحليل ، فإن طريقة ثرستون لا تتطلب وجود هذا العامل العام ، ولكنها تكشف عن عوامل طائفية ترتبط فيما بينها . ولقد زاد الاقبال على طريقة ثرستون في التحليل أكثر من أى طريقة أخرى لما تتميز به من مرونة كبيرة وعوامل أكثر ثباتا . ويقرر جاريت وجيلفورد وتيلور ، وميكسكلوى وميثناى وكنوت وآخرون أن طريقة ثرستون المركزية عند تدويرها تدويرا صحيحة تكون أقوى طرق التحليل العاملي السائدة .

### الفروض الأساسية في التحليل العاملي :

تتفق كل طرق التحليل العاملي على فروض أساسية تناولها فيما يلي :

الفرض الأول : توجد هناك عوامل مشتركة تكمن وراء بطارية المتغيرات المرتبطة . ويمكن تمثيل درجات الفرد باستخدام هذه العوامل المرجعية ونتوقع عادة أن تكون العوامل المرجعية أقل عددا من الاختبارات المستخدمة .

ويقسم التباين الكلى للمتغير إلى ثلاث أنواع :

( ١ ) التباين المشترك Common Variance : النسبة من التباين الثابت

التي ترتبط بالمتغيرات الأخرى .

(ب) التباين الخاص Specific Variance: النسبة من التباين الثابت التي لا ترتبط بأي متغير آخر .

(>) تباين الخطأ Error Variance: التباين الذي يتوقف على الصدفة نتيجة لأخطاء العينة والقياس والظروف غير المقننة للاختبار والتغيرات الفسيولوجية وغيرها من المؤثرات التي تؤدي إلى عدم الثبات .

ويكون التباين المشترك والخاص معاً التباين الثابت Reliable Variance ويعرف عادةً بمعامل الثبات . ويفترض أن تباين الخطأ لا يرتبط بالتباين الثابت .

ويهدف التحليل العاملي إلى تحليل التباين المشترك لتحديد عدد ونوع التباينات المشتركة التي تؤدي إلى إرتباطات المتغيرات . ويمكن تمثيل التباين الكلي للمتغير ١ بالمعادلة التالية .

$$\frac{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2 + \sigma_{\text{خطأ}}^2} = \sigma_1^2$$

التباينات المشتركة      التباين الخاص      التباين الخطأ

وبقسمة طرفي المعادلة على  $\sigma_1^2$

$$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2 + \sigma_{\text{خطأ}}^2} + \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2 + \sigma_{\text{خطأ}}^2} + \dots + \frac{\sigma_n^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2 + \sigma_{\text{خطأ}}^2} = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2 + \sigma_{\text{خطأ}}^2} \dots$$

$$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2 + \sigma_{\text{خطأ}}^2} + \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2 + \sigma_{\text{خطأ}}^2} + \dots + \frac{\sigma_n^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2 + \sigma_{\text{خطأ}}^2} = 1$$

التباينات المشتركة      التباين الخاص      تباين الخطأ

وتعرف قيم الجذر التربيعي للتباينات المشتركة (ت<sub>١</sub> إلى ت<sub>ن</sub>) بتشعبات العوامل ، وتمثل مقدار إرتباط الاختبار ١ بكل عامل بالنسبة

العوامل المستقلة . وتمثل هذه المعادلة فرض التجمع بالاضافة additive assumption في التحليل العاملي . ويعنى ذلك الفرض أن التباين الكلى للاختبار يساوى مجموع مكونات تبايناته . ويناسب هذا الفرض التجميعى المرحلة الحالية من دقة القياسات النفسية . وتتطلب الدقة بعد ذلك استخدام النسب أو حاصل الضرب أو أى أنواع أخرى أكثر تعقيداً من تجمعات العوامل . ويمكن إستنتاج بعض العلاقات والتعريفات من المعادلة السابقة .

إشترائية الاختبار : تعرف إشترائية الاختبار بأنها مجموع تبايناته المشتركة المستقلة ويرمز لها بالرمز  $ه^٢$  .

$$ه^٢ = ت_١^٢ + ت_٢^٢ + \dots + ت_١٠^٢$$

ويمكن تمثيل التباين الكلى للمتغير ١ بالمعادلة التالية :

$$ه^٢ = خ^٢ + ط^٢ = ١$$

وحيث أننا قد ذكرنا أن تباين الاختبار يساوى مجموع تبايناته المشتركة والخاصة فيمكن تمثيله بالمعادلة التالية .

$$ه^٢ = خ^٢ + ط^٢ = ١$$

وإشترائية المتغير أقل من ثباته إلا فى حالات محدودة حيث يكون التباين الخاص مساوياً للصفر . ويمكن من المعادلة السابقة اشتقاق علاقات أخرى كما يلى .

$$ه^٢ = خ^٢ - ز = ١$$

$$خ^٢ = ه^٢ - ز = ١$$

إنفرادية الاختبار Uniqueness of the test : تلك النسبة من التباين الكلى التى لا يشترك فيها أى متغير آخر ويرمز لها بالرمز  $ف^٢$  .



$$ف_1^2 = خ_1^2 + ط_1^2 - ١ = ه_1^2$$

$$وحيث أن ر_١ = ه_1^2 + خ_1^2 - ١ = ط_1^2$$

$$إذن ط_1^2 = ١ - (ه_1^2 + خ_1^2) = ١ - ر_١$$

الفرض الثانى : ويقوم الفرض الثانى فى التحليل العامل على أن معامل الارتباط بين متغيرين ١ ، ب ، يرجع إلى طبيعة تشبعهما بالعوامل المشتركة ومدى هذا التشبع . ويمكن تمثيل هذا الفرض بالنسبة للعوامل المتعامدة بالمعادلة التالية :

$$ر_١ = ت_١١^2 + ت_١٢^2 + ت_١٣^2 + \dots + ت_١٧^2$$

أى أن معامل الارتباط بين متغيرين يساوى مجموع حاصل ضرب تشبعات المتغيرات بالعوامل المشتركة بينهما .

وباستخدام المعادلة السابقة يمكن توضيح عددا من العلاقات الهامة بين الاختبارات . تبين المصفوفة المبينة بالجدول ( ١ - ٦ ) تشبعات ثلاث إختبارات ومحك بأربعة عوامل .

جدول ( ١ - ٦ ) : مصفوفة تشبعات ثلاثة إختبارات ومحك بأربعة عوامل .

المغير	١	٢	٣	٤	ه <sup>٢</sup>	خ <sup>٢</sup>	ر <sup>١</sup>
١	٧	٠	٤	٣	٧٤	١٢	٨٦
٢	٠	٦	٠	٢	٤٠	١٠	٥٠
٣	٨	١	٥	٠	٩٠	٠٥	٩٥
٤	٣	٥	٦	٠	٧٠	١٠	٨٠

يمكن حساب الارتباط بين الاختبارين ١ ، ٢ كما يلى :

$$r_{12} = (0)(7) + (0)(6) + (2)(3) = 0.6$$

ويتضح بهذا أن الارتباط بين الاختبارين ١ ، ٢ يرجع إلى تشبعهما المشترك بالعامل الرابع فقط . ومعامل الارتباط بين الاختبارين ١ ، ٣ يساوى :

$$r_{13} = (0)(7) + (0)(8) + (0)(5) + (3)(4) = 0.86$$

ويرجع الارتباط بين هذين الاختبارين إلى تشبعهما المشترك بالعامل ١ إلى حد كبير وبدرجة أقل إلى تشبعهما بالعامل ٣ .

ويساوى الارتباط بين الاختبار ١ والمحك س (٧ ، ٣)  $(0) + (0)(3) + (5)(4) + (6)(3) = 0.45$  . ويعرف هذا الارتباط بمعامل صدق الاختبار ١ . ويلاحظ أن صدق الاختبار ١ بالنسبة للمحك يرجع إلى تباين العامل ٣ المشترك مع متغير المحك .

ومعاملات صدق الاختبارين ٢ ، ٣ هي :

$$r_{23} = (0)(3) + (0)(6) + (2)(5) + (6)(0) = 0.3$$

$$r_{34} = (0)(8) + (3)(1) + (5)(0) + (6)(0) = 0.09$$

ويرجع صدق الاختبار ٢ ، إلى العامل ٢ كلية . بينما يبدو صدق الاختبار ٣ على أنه دالة لطبيعته المركبة ، حيث يقيس الاختبار ٣ ثلاثة من العوامل الأربعة .

ويتضح من معادلات استخراج معاملات صدق الاختبارات بعض الأسباب التي يرجع إليها صدقها وما يجب إتخاذها لزيادة صدق الاختبارات . أو بطارية الاختبارات . ويجب لتحقيق أقصى حد من الصدق أن يتضمن الاختبار كل العوامل الموجودة في المحك بتشبعات بنفس الإشارة . وكلما زاد التشبع كلما زاد صدق الاختبار . وإذا تضمن المحك تبايناً خاصاً بدرجة من الوضوح فإنه يجب البحث عن اختبارات ترتبط بالتباين الخاص . وبالتالي تحوله إلى تباين مشترك .

## الفضل ٢

### الأسس الرياضية للتحليل العاملي

تقوم العمليات الرياضية في التحليل العاملي على نظرية المصفوفات التي نوضح أساسياتها فيما يلي :

تعرف المصفوفة بأنها ترتيب الأرقام في جدول بغض النظر عما تمثله هذه الأرقام . ويمكن اعتبار جدول معاملات الارتباط بمثابة مصفوفة .  
ولايس للمصفوفة ككل قيمة خاصة تتميز بها . وتكتب عادة داخل خطين مزدوجين . والجدول ( ٢ - ١ ) يبين مصفوفة مربعة  $4 \times 4$  .

جدول ( ٢ - ١ ) : المصفوفة  $4 \times 4$

	١	٢	٣	٤
١	١١٢	٢١٢	٣١٢	٤١٢
٢	١٢٢	٢٢٢	٣٢٢	٤٢٢
٣	١٣٢	٢٣٢	٣٣٢	٤٣٢
٤	١٤٢	٢٤٢	٣٤٢	٤٤٢

ويحدد كل عنصر في المصفوفة بتحديد الصف الذي يوجد فيه المتغير أولا ثم العمود . وعلى ذلك فالرمز  $٢٣٢$  يمثل الرقم الموجود في الخلية التي تمثل تقاطع الصف الثالث مع العمود الثاني . ومن السهولة أن نرمز إلى المصفوفة كلها بحرف من الحروف . ولذلك رمزنا للمصفوفة في الجدول ( ٢ - ١ ) بالرمز  $M$  .  
ويقال أن ترتيب المصفوفة التي تتكون من  $n$  من الصفوف و  $m$  من الأعمدة



يساوى  $x \cdot x \cdot x \cdot x$  وترتيب المصفوفة المربعة يساوى  $x \cdot x$  . ويمكن  
أن نعتبر أن ترتيب المصفوفة المربعة هو  $x$  حيث عدد الصفوف يساوى  
عدد الأعمدة .

المصفوفة المحورة Transpose a matrix : تعتبر المصفوفة المحورة بمثابة مصفوفة ثانية بحيث تصبح صفوف الأولى أعمدة في الثانية ويمكن الإشارة إلى المصفوفة المحورة بإضافة شرطة إلى الحرف الذى يدل على المصفوفة . فإذا كنا نرمز إلى المصفوفة بالرمز مـ ، فإننا نرمز إلى المصفوفة المحورة بالرمز مـ' . ويوضح الجدول ( ٢-٢ ) شكل المصفوفة المحورة مـ' بالنسبة للمصفوفة الأصلية مـ .

جدول ( ٢ - ٢ ) : المصفوفة المحور مـ' والمصفوفة الأصلية مـ' .

7	0	ε	3	2	1	
,7	,9	,1	.0	,7	,3	1
,0	,3	,Λ	,ε	,7	.2	2
,Λ	ε	.7	,9	,3	,0	3

3	2	1	
,0	,2	,3	1
,3	,7	,7	2
,9	,ε	,0	3
,7	,Λ	,1	ε
.ε	,3	.9	0
,Λ	,0	,7	7

درجة المصفوفة Rank of a Matrix : درجة مصفوفة الارتباطات  
هي عدد المتغيرات المرجعية المطلوبة لتوضيح الارتباطات . وتهدف العمليات الرياضية للتحليل العامل إلى إختبار درجات المصفوفات .

## بعض أنواع المصفوفات الشائعة

(١) المصفوفة المربعة Square Matrix : المصفوفة المربعة هي المصفوفة التي يتساوى فيها عدد الصفوف وعدد الأعمدة .

$$\text{مصفوفة مربعة} \begin{vmatrix} ٢ & ٧ & ١ \\ ٣ & ٩ & ٢ \\ ٤ & ٨ & ٥ \end{vmatrix}$$

(ب) المصفوفة المتماثلة Symmetric Matrix : وهي مصفوفة مربعة مع تساوى القيم في المواضع المتشابهة على جانبي الخط القطري الرئيسى والذي يمتد من أعلى الطرف الأيمن إلى أسفل الطرف الأيسر ويتضمن  $١١$  ،  $٢٢$  ،  $٣٣$  ... الخ ، الأمر الذى يؤدي إلى تماثل المصفوفة .

إذا كانت  $١٢ = ٢١$  ،  $٢٣ = ٣٢$  ،  $١٣ = ٣١$

$$\text{مصفوفة متماثلة} \begin{vmatrix} ١١ & ٢١ & ٣١ \\ ٢٢ & ٢٢ & ٢٣ \\ ٣٣ & ٢٣ & ١٣ \end{vmatrix}$$

وعلى ذلك فالمصفوفة التالية مصفوفة متماثلة :

$$\begin{vmatrix} ٢ & ٣ & ٤ \\ ٣ & ٩ & ٨ \\ ٤ & ٨ & ٥ \end{vmatrix}$$

وتساوى المصفوفة المتماثلة مع المصفوفة المحورة إذا تساوت عناصرها

المتقابلة ، ويعتبر عادة جدول الارتباطات مصفوفة متماثلة في حالة خلو الخلايا القطرية الرئيسية من الأرقام

ح - المصفوفة القطرية Diagonal Matrix : المصفوفة القطرية هي التي تزيد قيم خلاياها القطرية عن الصفر بينما تكون بقية القيم الأخرى مساوية للصفر .

$$\text{مصفوفة قطرية} \begin{vmatrix} \cdot & \cdot & 11' \\ \cdot & 22' & \cdot \\ 22' & \cdot & \cdot \end{vmatrix}$$

( د ) المصفوفة المتطابقة Identity Matrix هي المصفوفة التي تساوي قيم خلاياها القطرية الرئيسية الوحدة بينما تساوي القيم الأخرى الصفر . ويرمز لها بالرمز  $I$  .

$$\text{مصفوفة متطابقة} \begin{vmatrix} \cdot & \cdot & 1 \\ \cdot & 1 & \cdot \\ 1 & \cdot & \cdot \end{vmatrix}$$

ضرب المصفوفات : يمكن إيجاد حاصل ضرب المصفوفات ، ولكن قواعد الضرب تكون أكثر تعقيدا من الضرب الحسابي . فهو يختلف عن الضرب الحسابي في الترتيب الذي تتم فيه عملية الضرب . فلا يساوي حاصل ضرب المصفوفتين  $A \times B$  حاصل ضرب المصفوفتين  $B \times A$  . ففي الحالة الأولى ، يوصف ضرب المصفوفة  $A$  بأنه ضرب بعدي Post-multiplied في المصفوفة  $B$  ، بينما يوصف ضرب المصفوفة  $A$  في الحالة الثانية بأنه ضرب قبلي Pre-multiplied في المصفوفة  $B$  . ولكي يمكن ضرب المصفوفة  $A$





	١	٢	٣
١	٢٣	١١	٥٢
٢	٦٠	٢٧	٣٩
٣	٥٢	٢٤	٦٨
٤	٤٩	٢٢	٢٩

ح

يتضح من هذين المثالين أن كل قيمة من قيم المصفوفة الناتجة هي حاصل جمع عمليتي ضرب . وإذا احتوت المصفوفة  $a$  على ثلاث أعمدة والمصفوفة  $b$  على ثلاث صفوف فإن كل قيمة من قيم خلايا المصفوفة الناتجة من عملية الضرب تتكون من حاصل جمع ثلاث عمليات ضرب وهكذا . وتتكون المصفوفة الناتجة من عدد من الصفوف يساوي صفوف المصفوفة الأولى ، وعدد من الأعمدة يساوي أعمدة المصفوفة الثانية . وإذا ضربت مصفوفة رتبته  $k \times n$  في مصفوفة رتبته  $n \times m$  فإن رتبة المصفوفة الناتجة تكون  $k \times m$  .

المصفوفة المقلوبة Inverse Matrix : وبالإضافة إلى ضرب المصفوفات ، يمكن تناولها بطريقة تشبه عملية القسمة . ولما كان ضرب أي رقم في مقلوبه يساوي الوحدة في العمليات الحسابية ، لذلك فإن ضرب المصفوفة الجبرية في مقلوبها يؤدي إلى مصفوفة متطابقة . وتوضح المعادلات التالية هذه العلاقات .

$$s \times \frac{1}{s} = 1 \quad (\text{عملية حسابية})$$

$$m + m^{-1} = 1 \quad (\text{مصفوفة جبرية})$$

حيث تدل  $m^{-1}$  على مقلوب المصفوفة  $m$  . وعندما ينقل المضروب

فيه من طرف المعادلة إلى الطرف الآخر ، فإنه يظهر في صورة مقلوبة في الطرف الذى نقل اليه . وبالمثل فإنه عند نقل المصفوفة المضروب فيها ، فإنها تظهر في صورة مقلوبة في الطرف الآخر من المعادلة .

$$س \times ص = ا$$

$$ص = \frac{ا}{س} \quad (عملية حسابية)$$

$$م = ب \times ح$$

$$ب = م^{-1} \times ح \quad (مصفوفة جبرية)$$

وكما أن عملية ضرب المصفوفة أكثر تعقيداً من الضرب الحسابي ، فإن الحصول على المصفوفة المقلوبة يعتبر عملية أكثر تعقيداً من القسمة . وحيث أنه يلزم الحصول على مقلوب المصفوفة في عدد من مشاكل التحليل العامل ، لذلك سنتناول احدى طرق قلب المصفوفة ، وتقوم هذه الطريقة على الاسس التالية :

١ — توجد هناك عمليات معينة يمكن اجراؤها على المصفوفة م حيث يمكن بواسطتها اختصار المصفوفة الى المصفوفة المتطابقة .

٢ — تطبيق هذه العمليات بنفس الترتيب على صفوف المصفوفة المتطابقة يؤدي الى م<sup>-١</sup> أى مقلوب المصفوفة م .

وتوضيح الخطوات التالية طريقة حساب مقلوب المصفوفة م .

$$\left| \begin{array}{ccc} ٠ & ٠ & ١,٠ \\ ٠ & ١,٠ & ٠ \\ ١,٠ & ٠ & ٠ \end{array} \right| \quad \left| \begin{array}{ccc} ٢,٧ & ٤ & ٢ \\ ٥ & ١ & ٦ \\ ٣ & ٨ & ٣ \end{array} \right|$$

من

م



١ — نقسم كل رقم في الصف الأول من المصفوفة م على القيمة الموجودة في الخلية القطرية لهذا الصف (٢) ونقسم أيضاً الأرقام في الصف الأول من المصفوفة م على نفس القيمة (٢) . وبهذا نحصل على القيم المبينة في المصفوفتين .

٠	٠	٥,
٠	١,٠	٠
١,٠	٠	٠

٣,٥	٢,	١,
,٥	,١	,٦
,٣	,٨	,٣

٢ — بعد أن نحصل على القيمة ,١ في أعلى العمود الأول من اليمين في المصفوفة ، فإننا نقوم بتحويل بقية القيم في العمود إلى أصفار ، حتى نحصل على صورة المصفوفة المتطابقة . ويمكن إجراء هذه العملية على الصف الثاني بطرح ,٦ من كل قيمة في الصف الأول من القيمة المقابلة لها في الصف الثاني . فإذا كانت قيم الصف الأول ٣,٥ ، ٢,٠ ، ١,٠ فإننا نوجد ما مقداره ,٦ من كل قيمة ، فنحصل على القيم ,٦ ، ١,٢ ، ٢,١ . ثم نطرح هذه القيم من قيم الصف الثاني المقابلة وهي ,٦ ، ,١ ، ,٥ فنحصل على ,٠ — ,١,١ — ,١,٦ . وبهذا نحصل على المصفوفتين التاليتين .

٠	٠	٥,٠
٠	١,٠	٣,٠-
١,٠	٠	٠

٣,٥	٢,٠	١,٠
١,٦-	١,١-	٠
,٣	,٨	,٣

٣ — ولكي نحصل على قيمة صفرية في العمود ١ في الصف ٣ ، فإننا نطرح ٣ من كل قيمة في الصف الأول من القيمة المقابلة لها في الصف ٣ . مثلاً الصف الأول هي ٣,٥ ، ٢,٠ ، ١,٠ . نوجد ما مقداره ٣ من كل قيمة ، فنحصل على القيم ,٣ ، ,٦ ، ١,٠٥ . ثم نطرح هذه القيم من قيم الصف الثالث المقابلة ٣ ، ,٨ ، ,٣ فنحصل على القيم ,٠ ، ,٢ ، ,٧٥ .

ثم نكرر نفس العملية في المصفوفة اليسرى وبهذا نحصل على المصفوفتين التاليتين :

$$\left\| \begin{array}{ccc} 0 & 0 & 5 \\ 0 & 1,0 & 3,0- \\ 1,0 & 0 & 1,5- \end{array} \right\| \quad \left\| \begin{array}{ccc} 3,5 & 2,0 & 1,0 \\ 1,6- & 1,1- & 0 \\ ,75- & ,2 & 0 \end{array} \right\|$$

وبالنسبة للمصفوفة التي تتكون من أكثر من ثلاثة صفوف ، تتبع نفس العملية حتى تصبح كل قيم العمود الأول أسفل الصف الأول فيها صفرية .  
وجدير بالذكر أنه بينما تجرى العمليات على الصفوف فإن الأعمدة هي التي تختصر إلى صورة المصفوفة المتطابقة .

٤ — نقسم كل رقم في الصف الثاني من المصفوفة اليمنى على القيمة الموجودة في الخلية القطرية من الصف الثاني ( — ١,١ ) ، فنحصل على ١,٠ في هذه الخلية ، ونقسم كل رقم في الصف الثاني من المصفوفة اليسرى على نفس القيمة ( — ١,١ ) فنحصل على المصفوفتين التاليتين :

$$\left\| \begin{array}{ccc} 0 & 0 & 5,00 \\ 0 & ,91- & 2,73 \\ 1,0 & 0 & 1,5- \end{array} \right\| \quad \left\| \begin{array}{ccc} 3,50 & 2,00 & 1,00 \\ 1,45 & 1,00 & 0 \\ ,75- & ,20 & 0 \end{array} \right\|$$

٥ — ولكي نغير القيم الأخرى في العمود الثاني لقيم صفرية ، تتبع نفس العملية التي استخدمناها في العمود الأول . فنحسب ضعف كل قيم الصف الثاني لنحصل على ٠ ، ٢,٠ ، ١,٩٠ . ثم نطرح هذه القيم من قيم الصف الأول لنحصل على القيم ١,٠ ، ٠ ، ٠,٦٠ . نوجد ما مقداره ٢, من كل قيمة من قيم الصف الثاني ، فنحصل على القيم ٠ ، ٠ ، ٠,٤٠ . نكرر نفس العملية على المصفوفة اليسرى . وبهذا نحصل على المصفوفتين التاليتين :

$$\begin{vmatrix} 1,0 & 0 & 6 \\ 1,45 & 1,0 & 0 \\ 1,04 & 0 & 0 \end{vmatrix} \quad \begin{vmatrix} 0 & 1,82 & 46- \\ 0 & 91- & 2,73 \\ 1,0 & 18 & 2,05- \end{vmatrix}$$

ويتضح الآن أننا قد اختصرنا العمودين الأول والثاني من المصفوفة  
البنية إلى صورة المصفوفة المتطابقة .

٦ — نقسم كل قيمة في الصف الثالث في كلتي المصفوفتين على القيمة  
الموجودة في الخلية القطرية للصف الثالث في المصفوفة البنية (— ١,٠٤) .  
وبلاحظ أننا نبدأ باختصار العمود بتغير قيمة خلية إلى ١,٠ . وبهذا  
نحصل على المصفوفتين التاليتين .

$$\begin{vmatrix} 1,0 & 0 & 6 \\ 1,45 & 1,0 & 0 \\ 1,0 & 0 & 0 \end{vmatrix} \quad \begin{vmatrix} 0 & 1,82 & 46- \\ 0 & 91- & 2,73 \\ 1,97 & 17- & 96- \end{vmatrix}$$

٧ — نغير القيمة الأولى والثانية من العمود الثالث من المصفوفة البنية  
إلى قيم صفرية . وذلك بأن نوجد ما مقداره ٦, من كل قيمة من قيم الصف  
الثالث فنحصل على القيم ٠,٠,٠,٦ . ثم نطرح هذه القيم من القيم المقابلة  
في الصف الأول فنتج القيم ١,٠,٠,٠ . ثم نضاعف قيم الصف الثالث  
بمقدار ١,٤٥ من المرات فنحصل على القيم ٠,٠,١,٠,٠ . نجرى نفس العمليات  
على صفوف المصفوفة اليسرى . وبهذا نحصل على المصفوفتين التاليتين .

$$\begin{vmatrix} 1,0 & 0 & 6 \\ 0 & 1,0 & 0 \\ 1,0 & 0 & 0 \end{vmatrix} \quad \begin{vmatrix} 0 & 1,82 & 46- \\ 1,39 & 66- & 13- \\ 1,97 & 17- & 96- \end{vmatrix}$$

من

من





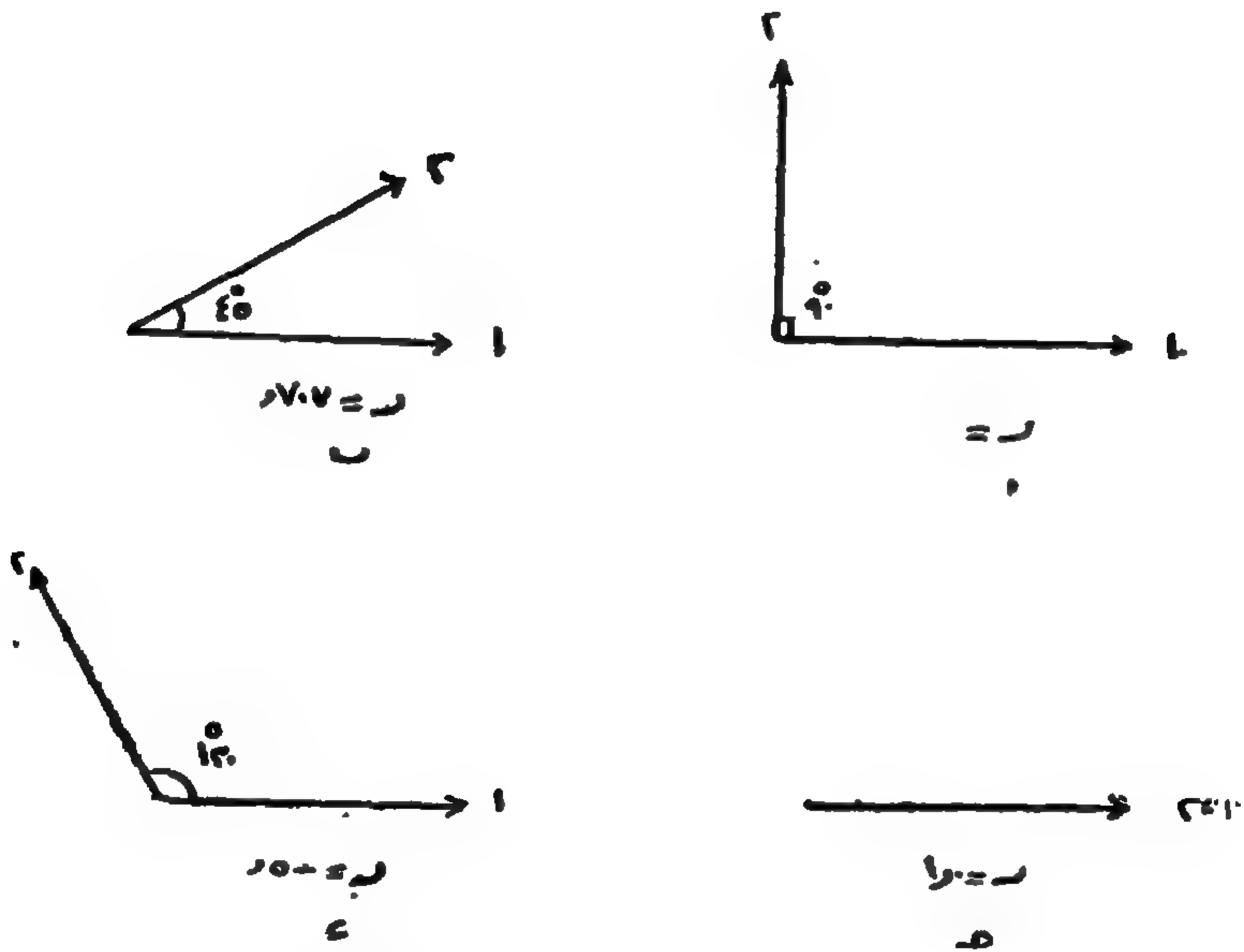
حيث  $r_1 =$  معامل الارتباط بين الاختبار ١ والاختبار ٢ .

$r_1 =$  موجه الاختبار ١

$r_2 =$  موجه الاختبار ٢

$\theta =$  الزاوية بين الموجهين .

وإذا كان طول الموجه يساوى الوحدة ، فإن معامل الارتباط يساوى جتا الزاوية بينهما .

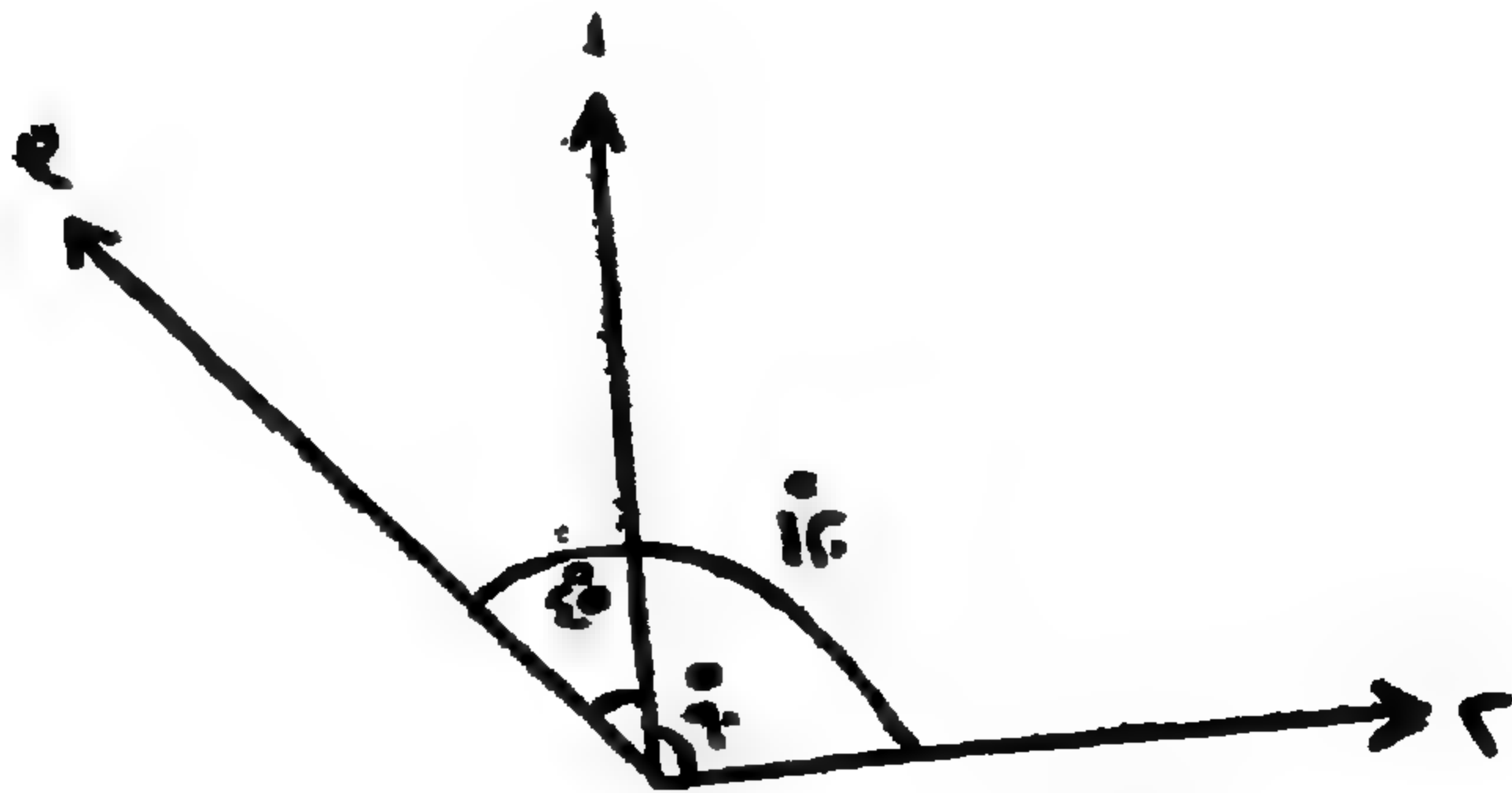


توضح الأشكال أ، ب، ج، د، تمثيل معاملات الارتباط بالموجهات .  
 وحيث أن جتا  $90^\circ$  تساوى صفرا ، فإن معامل الارتباط الصفري يمكن تمثيله بموجهين طول كل منهما الوحدة التي تبتدىء من نقطة الأصل ، بحيث يكون الموجهان بينهما زاوية قائمة كما فى الشكل أ . وحيث أن جتا  $45^\circ$  تساوى  $0.708$  ، تقريبا ، فإن معامل الارتباط  $0.707$  يمكن تمثيله بموجهين طول كل منهما الوحدة ويكوّنان بينهما زاوية مقدارها  $45^\circ$  كما فى الشكل ب . ولما كان جتا الزاوية صفريساوى  $1.0$  ، فإن معامل الارتباط  $1.0$  يمكن تمثيله بموجهين طول كل منهما الوحدة ويبنهما زاوية

مقدارها صفرا، أو بمعنى آخر بموجه واحد طوله الوحدة ينطبق على الموجه الآخر كما في الشكل ح. ويمكن تمثيل أى معامل ارتباط بين الصفر ، + ١,٠ بموجتين بينهما زاوية تتراوح بين الصفر ، ٩٠ درجة ، حيث يساوى معامل الارتباط جتا الزاوية . وبالمثل يمكن تمثيل جميع معاملات الارتباط السلبية ، بموجتين بينهما زاوية منفرجه تتراوح بين ٩٠° ، ١٨٠ درجة إذ يمكن تمثيل معامل الارتباط - ٥,٠ بموجتين طول كل منهما الوحدة وبينهما زاوية قدرها ١٢٠° . حيث أن جتا ١٢٠° تساوى - ٥,٠ كما في الشكل د .

### التمثيل الهندسى لجدول الارتباطات :

يبين الرسم البيانى بالشكل ( ٢ - ١ ) أنه لا يمكن تمثيل كل ارتباطات الجدول ( ٢ - ٣ ) هندسيا فى بعدين فقط .  
الشكل ( ٢ - ١ ) يوضح أن مصفوفة الارتباطات فى الجدول ( ٢ - ٣ ) لا يمكن تمثيلها فى بعدين .



يلاحظ من الرسم أن الارتباط بين المتغيرين ١ ، ٢ ، والارتباط بين المتغيرين ١ ، ٣ مثلاً ن تمثيلا صحيحا .

ويتضح من الرسم أن مجموع الزاوية بين الموجتين ١ ، ٢ والزاوية بين

الموجهين ١ ، ٣ ، لا يساوى الزاوية بين المرجهين ٢ ، ٣ . وعلى ذلك فمن الضروري إتخاذ الشكل ذى الأبعاد الثلاث لى تمثل الزوايا الثلاث تمثيلا صحيحا .

جدول ( ٢ - ٣ ) : مصفوفة الارتباطات .

٣	٢	١	
٧٠٧	٠٠٠	١٠٠٠	١
٥٠٠	١٠٠٠	٠٠٠	٢
١٠٠٠	٥٠٠	٧٠٧	٣

ويمكن إتخاذ هذه الأبعاد كتنفسير هندسى للدرجة المصفوفة . حيث تدل الأبعاد التى يتطلبها تمثيل الموجهات على درجة المصفوفة . فإذا أمكن تمثيل الموجهات فى بعد واحد ( خط مستقيم ) فإن درجة المصفوفة تساوى الوحدة ، ويلزم لتمثيل العلاقات عامل مرجعى واحد .

ويصح هذا على أربعة متغيرات ينطبق عليها محك الفروق الرباعية لسبيرمان . وإذا أمكن تمثيل الموجهات والزوايا التى بينها فى بعدين فإن درجة المصفوفة تصبح ثنائية . ويلزم عاملان فقط لتفسير ما بين الموجهات من علاقات . وإذا أمكن رسم الموجهات فى ثلاثة أبعاد فقط ، فإن درجة المصفوفة تصبح ثلاثية وكذلك عدد العوامل . وعلى الرغم من أنه لا يمكننا أن نتصور ما وراء الأبعاد الثلاثية إلا أنه يمكننا إضافة أبعاد أخرى . حيث تتطلب المصفوفة ذات الدرجة  $n$  ، عددا من الأبعاد مقداره  $n$  لى نرجع إليها العلاقات التى تقوم بين المتغيرات . كما أن هذه المصفوفة تتضمن عدد  $n$  ، من العوامل .

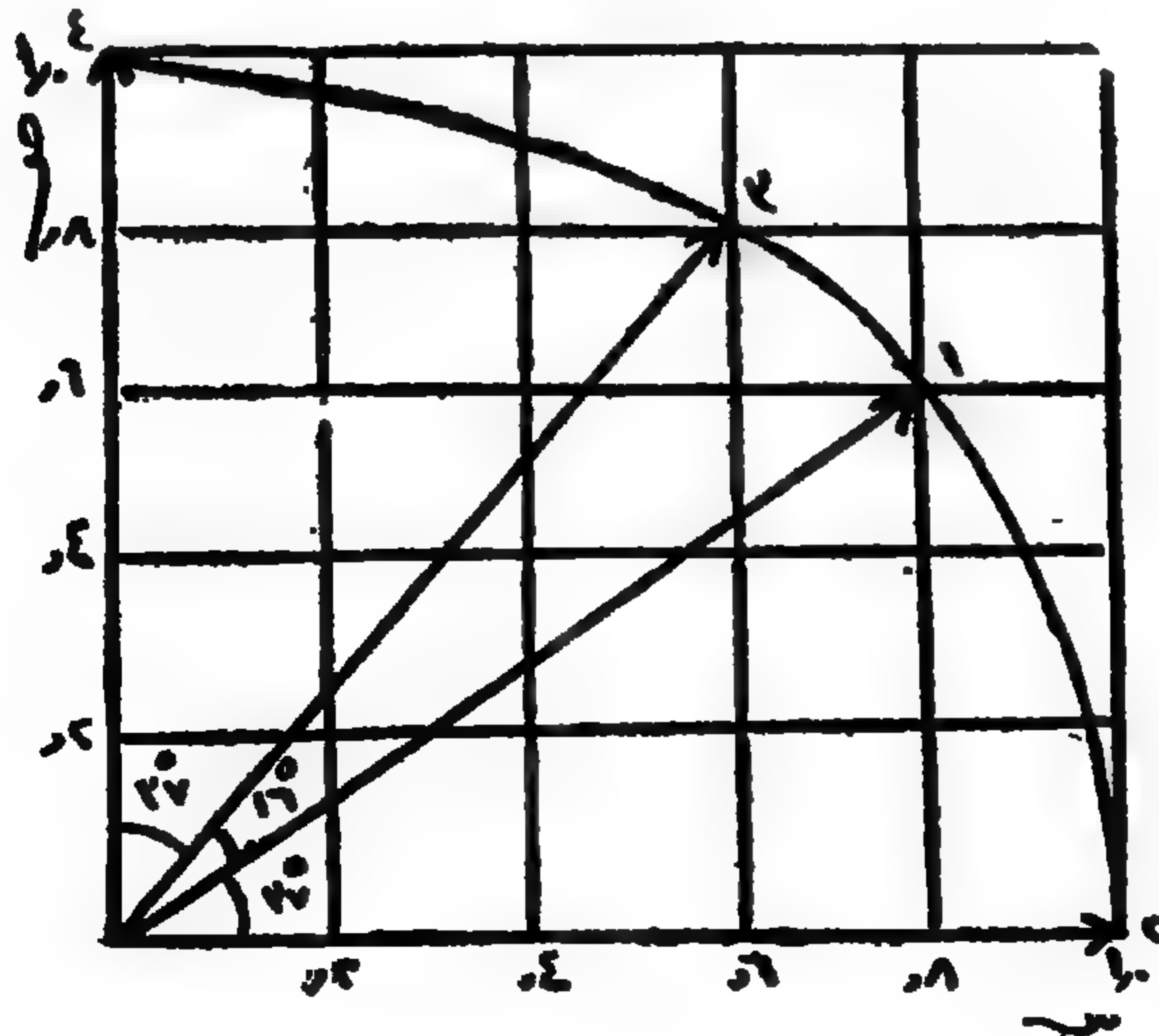
## التمثيل الهندسي لجدول الارتباطات في بعدين :

يتضح من الهندسة المستوية أن تقاطع الخطين المستقيمين يؤدي إلى تحديد مستوى معين . ويمكن التعبير عن أي خط آخر في نفس المستوى بإرجاعه إلى الخطين السابقين . ويوضح الشكل ( ٢-٢ ) تمثيل الارتباطات بين المتغيرات المبينة في الجدول ( ٢-٤ ) بيانياً في بعدين .

جدول ( ٢ - ٤ ) : الارتباطات بين أربع متغيرات

المتغير	١	٢	٣	٤
١	١.٠٠	.٨٠	.٩٦	.٦٠
٢	.٨٠	١.٠٠	.٦٠	.٠٠
٣	.٩٦	.٦٠	١.٠٠	.٨٠
٤	.٦٠	.٠٠	.٨٠	١.٠٠

شكل ( ٢-٢ ) : التمثيل الهندسي لمعاملات الارتباط في بعدين





ولما كان في الامكان توضيح العلاقات بين المتغيرات في بعدين توضيحا صحيحا ، فإن درجة المصفوفة  $\times 4$  تساوى ٢ . ويلزم فقط موجهين مستقلين لرجع إليهما جميع العلاقات ، وبالتالي يمكن التعبير عن هذه الموجهات الأربعة بأى موجهين . ولقد اخترنا الموجهين ٢ ، ٤ ، لأنهما أكثر الموجهات ملاءمة لوجود زاوية قائمة بينهما . ويمكن تمثيل الموجهات الأربعة بالمعادلات التالية :

$$1 = 0.8 + 0.6 \times 2$$

$$2 = 1.0 + 0 \times 2$$

$$3 = 0.8 + 0.6 \times 4$$

$$4 = 0 + 1.0 \times 2$$

وبشبه هذا التحليل العاملى لمتغيرات الجدول ( ٢ - ٤ ) . ومن الملاحظ أننا قد تمسكنا من التعبير عن المتغيرات الأربعة في صورة متغيرين مرجعيين أو عاملين . وعندما يتم التحليل بمثل هذه الطريقة يكتب في صورة مختصرة كما في الجدول ( ٢ - ٥ ) . وتسمى القيم في العمودين ٢ ، ٤ بالتشبعات العاملية ، وهى التى يمكن إستخدامها في تفسير طبيعة العوامل المستخلصة .

جدول ( ٢ - ٥ ) : مصفوفة العوامل

المتغير	العامل		هـ
	١	٢	
١	٠.٨	٠.٦	١.٠
٢	١.٠	٠	١.٠
٣	٠.٦	٠.٨	١.٠
٤	٠	١.٠	١.٠

وبين العمود ه<sup>٢</sup> اشتراكيات المتغيرات التي تتوصل إليها بجمع مربعات تشبعات العوامل في كل صف . ويمكن تفسيرها على أنها ذلك الجزء من تباين كل متغير يرتبط مع المتغيرات الأخرى . وهذه القيم مبنية أيضا في الخلايا القطرية من الجدول (٢ - ٤) . ويلاحظ أن طول موجه الاختبار يساوى ه أى الجذر التربيعى لإشتراكية الاختبار . ويظهر من هذه البيانات الافتراضية أن إشتراكية الاختبار تساوى الواحد الصحيح . لكن نادرا ما يكون هذا الأمر كذلك بسبب عدم ثبات الاختبار . وإذا قل طول موجه الاختبار عن الواحد الصحيح ، فإن الارتباط بالمتغيرات الأخرى ينقص تبعاً لذلك ، لأنه يساوى حاصل ضرب طول الموجهين في جيب تمام الزاوية التي تفصل بينهما .

يمكن أن نلاحظ من المثال الذى ذكرناه أن التحليل العاملى أسلوب إحصائى يمكن بواسطته تحديد :

( أ ) عدد الأبعاد التي يلزم أن نرجع إليها العلاقات بين مجموعة من المتغيرات .

( ب ) مجموعة من الموجهات المرجعية ( عوامل ) التي يمكن أن نعبر في ضوءها عن الموجهات التي تمثل المتغيرات .

### حساب جدول الارتباطات من مصفوفة العوامل :

يمكن عن طريق التشبعات العاملة للاختبارات أن نقدر قيمة معاملات الارتباط بين هذه الاختبارات . ويتم حساب الارتباطات بجمع حواصل ضرب صفوف مصفوفة العوامل . فلكي نحصل على معامل الارتباط بين المتغيرين ١ ، ٢ من الجدول ( ٢ - ٥ ) ، فإننا نوجد حاصل ضرب قيم الصف الأول في القيم المقابلة لها في الصف الثانى ، ثم نوجد مجموع حاصل الضرب معا ( ٦ × ٠ + ٨ × ١٠ ) أى ٨ . وبالنسبة للمتغيرين ٢ ، ٤ ،

فإننا نوجد مجموع حاصل ضرب قيم الصف الثانى فى القيمة المقابلة لها من الصف الرابع  $( ١,٠ \times ٠ + ٠ \times ١,٠ )$  أى صفر . ويمكن بهذه الطريقة حساب كل معاملات الارتباط من مصفوفة العوامل .

التمثيل الهندسى لمصفوفة الارتباطات فى أبعاد ثلاثة :

يمكن تمثيل معاملات الارتباطات المينة بالجدول (٢-٦) هندسيا فى ثلاث أبعاد .

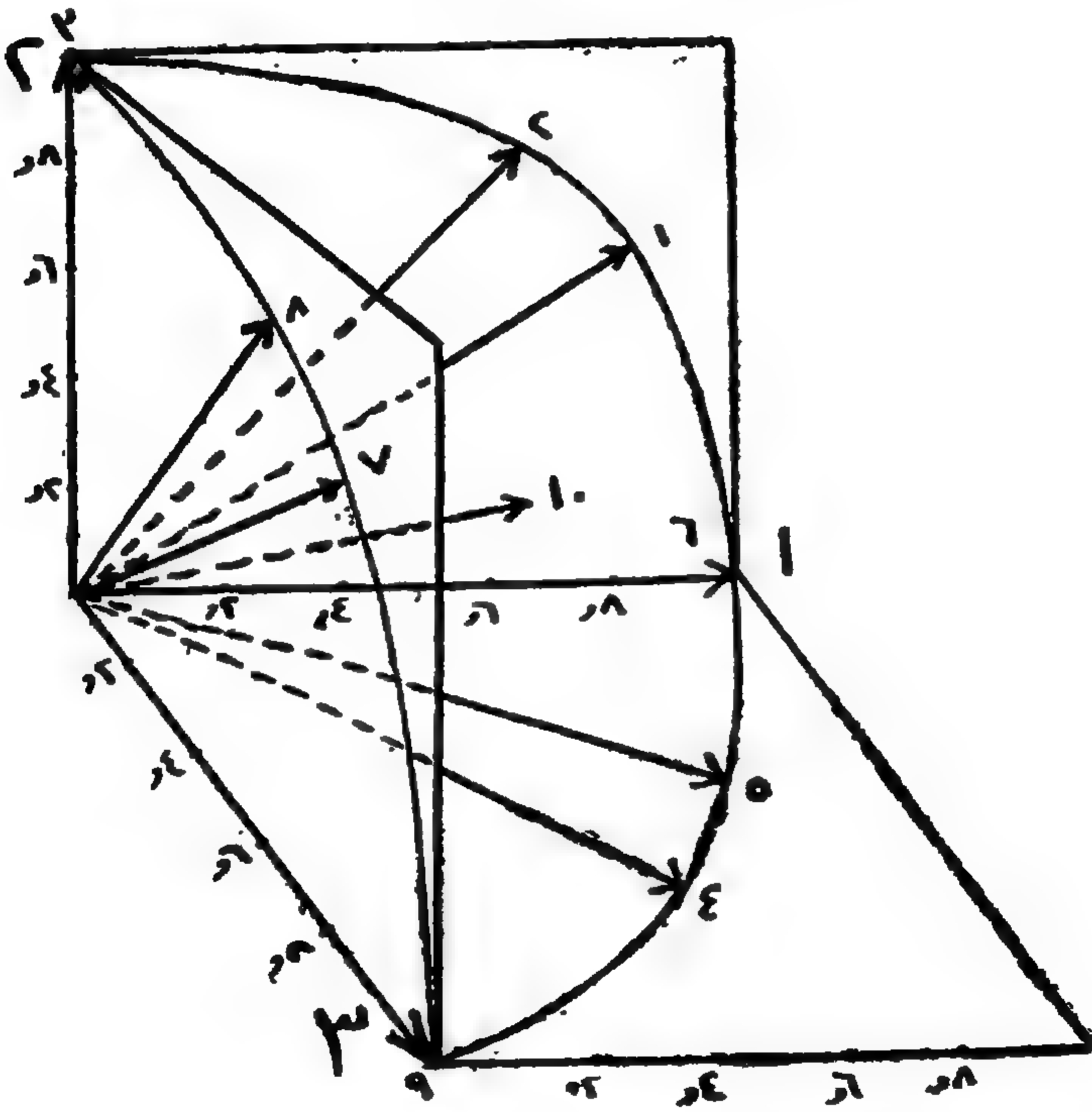
جدول ( ٢-٦ ) : مصفوفة الارتباطات

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
١	١,٠٠	٠,٩٦	٠,٦٠	٠,٤٨	٠,٦٤	٠,٨٠	٠,٢٦	٠,٤٨	٠,٠٠	٠,٧٠
٢	٠,٩٦	١,٠٠	٠,٨٠	٠,٣٦	٠,٤٨	٠,٦٠	٠,٤٨	٠,٦٤	٠,٠٠	٠,٧٠
٣	٠,٦٠	٠,٨٠	١,٠٠	٠,٠٠	٠,٠٠	٠,٠٠	٠,٦٠	٠,٨٠	٠,٠٠	٠,٥٠
٤	٠,٤٨	٠,٣٦	٠,٠٠	١,٠٠	٠,٩٦	٠,٦٠	٠,٦٤	٠,٤٨	٠,٨٠	٠,٨٦
٥	٠,٦٤	٠,٤٨	٠,٠٠	٠,٩٦	١,٠٠	٠,٨٠	٠,٤٨	٠,٣٦	٠,٦٠	٠,٨٢
٦	٠,٨٠	٠,٦٠	٠,٠٠	٠,٦٠	٠,٨٠	١,٠٠	٠,٠٠	٠,٠٠	٠,٠٠	٠,٥٠
٧	٠,٢٦	٠,٤٨	٠,٦٠	٠,٦٤	٠,٤٨	٠,٠٠	١,٠٠	٠,٩٦	٠,٨٠	٠,٨٦
٨	٠,٤٨	٠,٦٤	٠,٨٠	٠,٤٨	٠,٣٦	٠,٠٠	٠,٩٦	١,٠٠	٠,٦٠	٠,٨٢
٩	٠,٠٠	٠,٠٠	٠,٠٠	٠,٨٠	٠,٦٠	٠,٠٠	٠,٨٠	٠,٦٠	١,٠٠	٠,٧٠
١٠	٠,٧٠	٠,٧٠	٠,٥٠	٠,٨٦	٠,٨٢	٠,٥٠	٠,٨٦	٠,٨٢	٠,٧٠	١,٠٠

يلاحظ من الجدول أن المتغير ٣ يرتبط ارتباطا صفريا بكل من

المتغيرين ٦، ٩. كما يرتبط المتغير ٦ ارتباطاً صفرياً بالمتغير ٩. وبذلك تتعامد موجبات هذه الاختبارات الثلاث كل على الآخر. ويبين الشكل (٢-٣) أطوال موجبات المتغيرات العشر المبينة بالجدول (٢-٦) في أوضاعها الصحيحة. ويفصل الموجبات زوايا تساوى جيوب تمامها الارتباطات القائمة بين المتغيرات.

شكل (٢-٣) التمثيل الهندسي لمعاملات الارتباطات في الجدول (٢-٦).



يتضح من الشكل العلوى أن الموجبين ١، ٢ يقعان في مستوى الموجبين ٣، ٦، ٩. وبذلك يمكن التعبير عن المتغيرين ١، ٢ باستخدام المتغيرين ٣، ٦، ٩. ويوجد المتغيران ٤، ٥ في المستوى الذى يحدده الموجبان ٦، ٩، ويمكن التعبير عنهما باستخدام هذين الموجبين. وبالمثل يقع الموجبان ٧، ٨ في المستوى الذى يحدده الموجبان ٣، ٩. ولا يوجد الوجه ١٠ فى أى من هذه المستويات. ولكنه يوجد فى فراغ تحده الموجبات ٣، ٦، ٩. ويمكن التعبير عنه باستخدام



هذه الموجهات الثلاث . وإذا استخدمت الموجهات ٢ ، ٦ ، ٩ كموجهات مرجعية ، وهى المحاور ٢،١،٣ على الترتيب ، فإنه يمكننا تحديد تشبعات المتغيرات بالعوامل من الشكل ( ٢ - ٣ ) ، كما هو مبين بالجدول ( ٢ - ٧ )

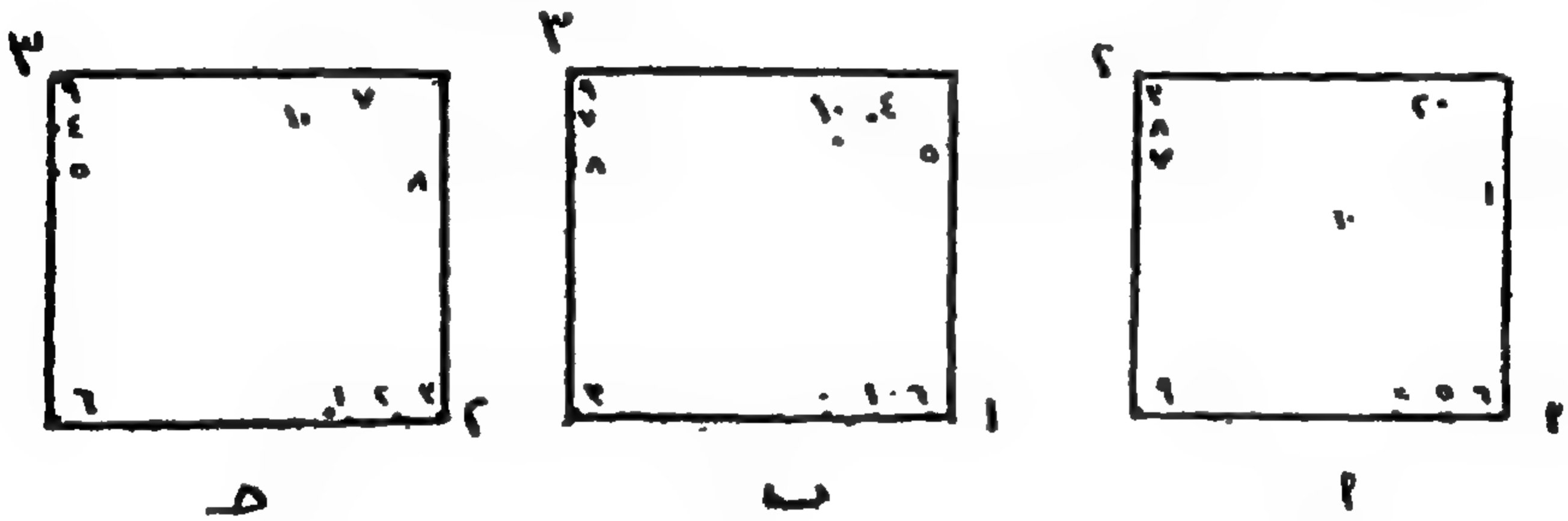
جدول ( ٢ - ٧ ) تشبعات الاختيارات العاملة

المتغير	العامل			هـ
	١	٢	٣	
١	٨	٦	٠	١,٠
٢	٦	٨	٠	١,٠
٣	٠	١,٠	٠	١,٠
٤	٦	٠	٨	١,٠
٥	٨	٠	٦	١,٠
٦	١,٠	٠	٠	١,٠
٧	٠	٦	٨	١,٠
٨	٠	٨	٦	١,٠
٩	٠	٠	١,٠	١,٠
١٠	٥	٥	٧	١,٠

ويمكن التعبير عن الموجه ١ بأنه ٨. من العامل الأول أى الموجه ٦ ، و٦ من العامل الثانى أى الموجه ٣ ، وصفرًا من العامل الثالث أى الموجه ٩ . وبالمثل يمكن تحديد بقية التشبعات من الرسم . ويمكن أن نتحقق من أن معاملات الارتباط تنتج من مجموع حاصل ضرب التشبعات المتقابلة . أى

أن  $r_1 = 6 \times 8 + 6 \times 8 + 0 \times 0 = 96$  . ويمكن تمثيل تشعبات المتغيرات العاملة هندسيا في مستوى واحد في وقت واحد . وتصبح عملية التمثيل الهندسي سهلة إذا ما تناولنا في كل مرة بعدين فقط . وتوضح الأشكال ( ٢ - ٤ - ١ - ب ، ح ) تمثيل الشكل ( ٢-٣ ) ذو الأبعاد الثلاثية ، هندسيا في بعدين . ويلزم لتمثيل عدد  $n$  من العوامل تمثيلا هندسيا عددا من الرسومات يساوى  $\frac{n(n-1)}{2}$  . ومن المعتاد في

التحليل العاملى أن نمثل الموجه بواسطة نقطة تقع في نهايته ، على أن يمتد الموجه من نقطة تقاطع الموجهات المرجعية إلى النقطة التى تمثل الموجه .  
شكل ( ٢ - ٤ ) : يمثل المتغيرات العشر في بعدين



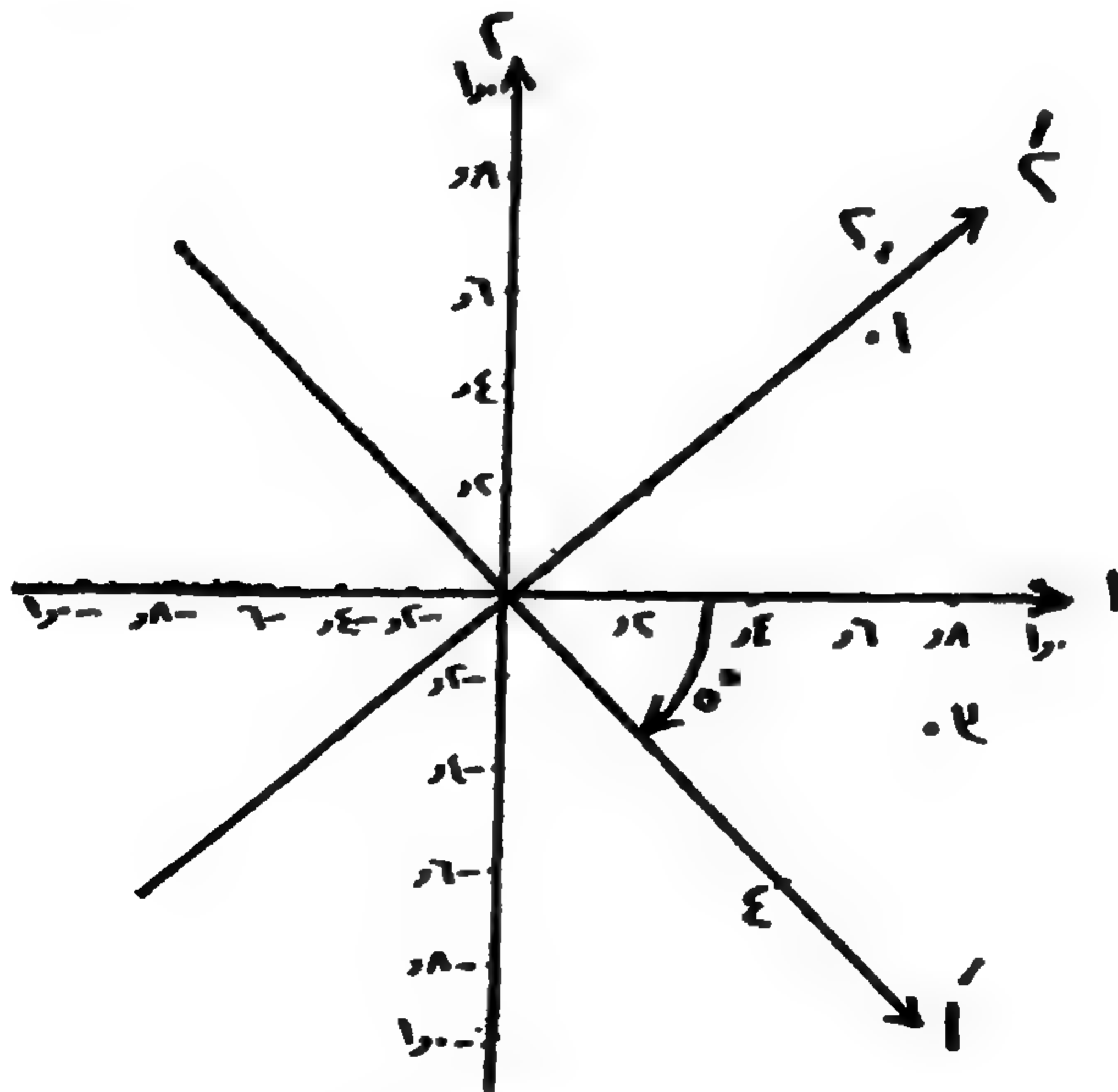
### تدوين المحاور المرجعية

يوجه دائما النقد إلى التحليل العاملى حيث لا يوجد هناك موضع محدد لإطار الموجهات المرجعية . فأى جدول للارتباطات يكون له تكوين واحد لموجهاته ، ولكن يمكن وصفه في عدد لانهاى من المواقع في إطار إحداثيات المحاور المرجعية . ويمكن الحصول على المواقع المختلفة للإطار بإدارة المحاور المرجعية حول نقطة الأصل . ويمثل المحوران المرجعيان المتعامدان ١ ، ٢ كما هو مبين بالشكل ( ٢-٥ ) المتغيرات الأربع التى تتضح تشعباتها في الجدول ( ٢ - ٨ ) .

جدول (٢ - ٨) : مصفوفة العوامل

المتغير	العامل		هـ
	١	٢	
١	٠,٦	٠,٤	٠,٥٢
٢	٠,٦	٠,٦	٠,٧٢
٣	٠,٧	٠,٣	٠,٥٨
٤	٠,٤	٠,٥	٠,٤١

شكل (٢ - ٥) : التمثيل الهندسي لتشبعات متغيرات الجدول (٢ - ٨)



ويمكن استخدام أى درجة من درجات تدوير المحاور المرجعية ١، ٢ حول نقطة الأصل وفي نفس المستوى لتمثل معاملات الارتباط .  
ويلاحظ أنه في مواقع المحاور الجديدة تختلف مساحات الاختبارات أى

تشبعها بالعوامل . ويمكن تدوير المحاور في إتجاه عقرب الساعة أو ضد عقرب الساعة لآى عدد من الدرجات دون أن تتأثر الارتباطات القائمة بين المتغيرات . ويمكن حساب تشبعات المتغير ١ العاملة عند تدوير محورين متعامدين ٢، ١ في إتجاه عقرب الساعة بالمعادلتين التاليتين :

$$a'_1 = a_1 \cos \theta - a_2 \sin \theta$$

$$a'_2 = a_1 \sin \theta + a_2 \cos \theta$$

حيث أن  $\theta$  = زاوية الدوران

$a'_1$  = تشبع الاختبار ١ بالعامل ١ بعد إدارته .

$a'_2$  = تشبع الاختبار ١ بالعامل ٢ بعد إدارته .

$a_1$  = تشبع الاختبار ١ بالعامل ١ قبل الإدارة .

$a_2$  = تشبع الاختبار ١ بالعامل ٢ قبل الإدارة .

ويمكن كذلك حساب تشبعات المتغير ١ العاملة عند تدوير محورين متعامدين في إتجاه ضد عقرب الساعة بالمعادلتين التاليتين :

$$a'_1 = a_1 \cos \theta + a_2 \sin \theta$$

$$a'_2 = a_1 \sin \theta - a_2 \cos \theta$$

ويمكن وصف عملية التدوير في صورة مصفوفة . ومصفوفة التحويل لتدوير محورين متعامدين في إتجاه عقرب الساعة هي :

$$\begin{vmatrix} \cos \theta & \sin \theta \\ -\sin \theta & \cos \theta \end{vmatrix}$$

ومصفوفة التحويل لتدوير محورين متعامدين في إتجاه ضد عقرب الساعة هي :



$$\begin{vmatrix} \text{حنا} \theta & - \text{حا} \theta \\ \text{حا} \theta & \text{جنا} \theta \end{vmatrix}$$

ويؤدي ضرب مصفوفة العوامل في مصفوفة التحويل إلى مصفوفة العوامل المدارة كما يلي :

العامل		المتغير
٢	١	
٢١	١١	١
٢٢	١٢	٢
٢٣	١٣	٣
٢٤	١٤	٤

$$= \begin{vmatrix} \text{جنا} \theta & - \text{حا} \theta \\ \text{حا} \theta & \text{جنا} \theta \end{vmatrix} \times$$

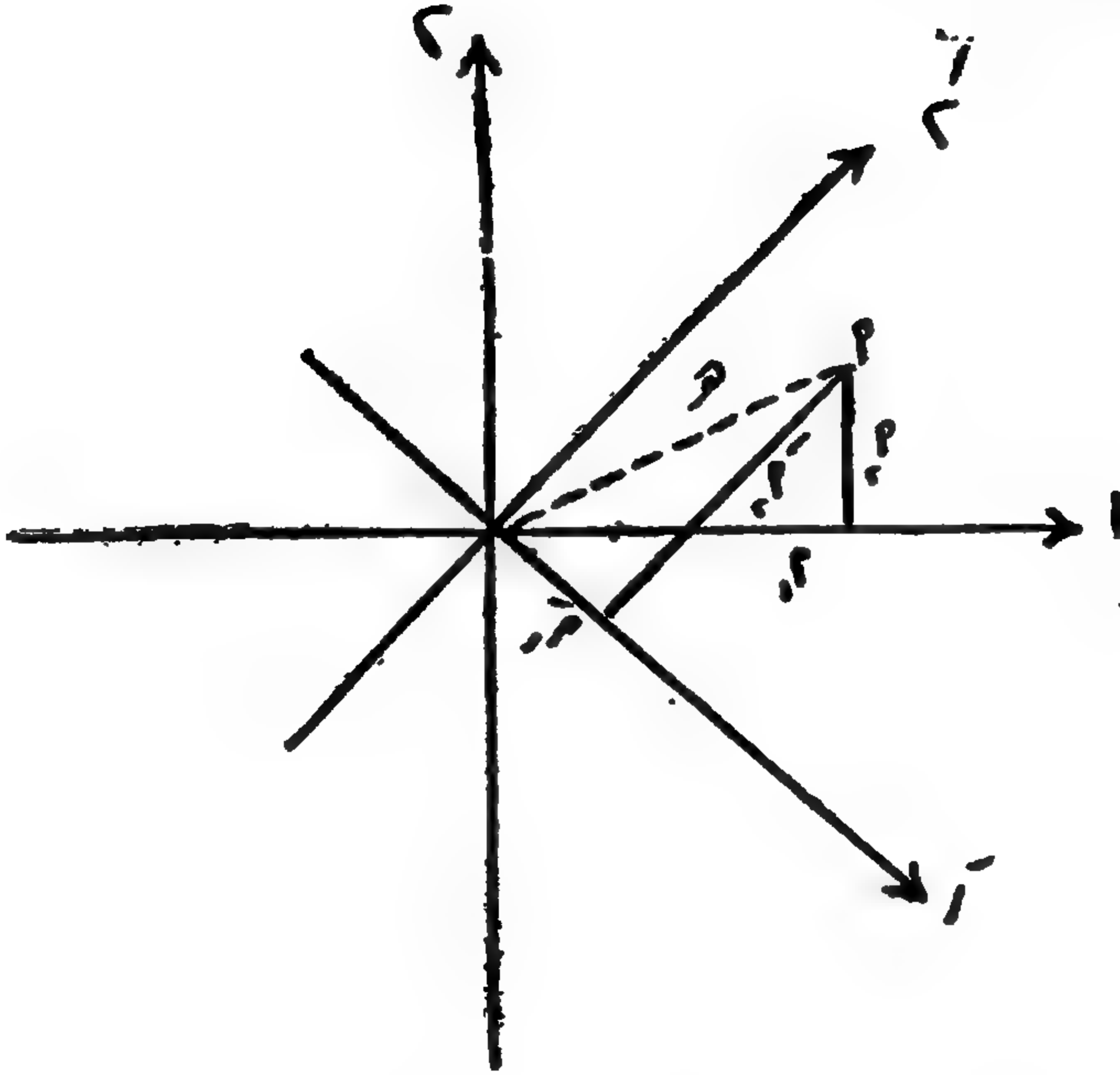
العامل		المتغير
٢	١	
٢١	١١	١
٢٢	١٢	٢
٢٣	١٣	٣
٢٤	١٤	٤

حيث أن  $\text{حنا} \theta + \text{حا} \theta = \text{حنا} \theta$

$\text{حا} \theta + (\text{جنا} \theta - \text{حا} \theta) = \text{جنا} \theta$

وهكذا بالنسبة لتشبعات بقية المتغيرات . وجدير بالذكر أن تشير إلى أن الاشتراكات يجب ألا تتغير بعد عملية التدوير . ويتضح ذلك من الاثبات الهندسي التالي .

شكل (٢+٦) :



يتضح من الشكل (٢-٦) تبعاً للنظرية فيثاغورث أن :

$$h^2 = h_1^2 + h_2^2$$

$$h^2 = h_1'^2 + h_2'^2$$

وهذا يدل على أن إشتراكية الاختبار  $h^2$  لم تتغير بعد التدوير .

## الفصل ٣

### الطريقة المتركزة

#### The Centriod Method

وضع هذه الطريقة ثرستون ، وهي تستخدم الآن في كثير من البحوث حيث يفضلها معظم الباحثين .

وفيما يلي شرح خطوات هذه الطريقة باستخدام مصفوفة الارتباطات المبينة في الجدول ( ٣ - ١ )

جدول ( ٣ - ١ ) : مصفوفة الارتباطات الأصلية .

اختبار	١	٢	٣	٤	٥	٦
١		٥٠٣	٤٤٠	١١٠	١٩٣	٢١١
٢	٥٠٣		٤٩٥	٣١٣	١٤٥	٢٢٩
٣	٤٤٠	٤٩٥		٢١٣	١٥٨	٣١٥
٤	١١٠	٣١٣	٢١٣		٤١٠	٢٥٠
٥	١٩٣	١٤٥	١٥٨	٤١٠		١١٢
٦	٢١١	٢٢٩	٣١٥	٢٥٠	١١٢	

## الخطوة الأولى : حساب تشعبات المتغيرات بالعامل الأول :

ويتم ذلك بالعمليات التالية :

١ — يلاحظ أن الخلايا القطرية في الجدول خالية. وتعدد هنا وجهات النظر حول القيم اللازمة للملا الخلايا القطرية . وأكثر القيم المستخدمة هي إحدى القيم الثلاث التالية :

(١) اشتراكية المتغير ( هـ ٢ ) : وهي تلك النسبة من تباين الاختبار الكلى التى ترتبط بالمتغيرات الأخرى .

(ب) ثبات المتغير : وهي تلك النسبة من تباين المتغير الكلى التى ترتبط بنفسها .

(ج) الوحدة : والتى تمثل الارتباط الذاتى للمتغير الذى يرجع إلى تباينه الكلى العام والخاص وتباين الخطأ .

وتستخدم الاشتراكيات عادة لشغل الخلايا القطرية الرئيسية ، لأنها تقلل من درجة المصفوفة إلى أقصى حد ، كما تؤدي العوامل المستخلصة إلى إعادة حساب معاملات الارتباط بدرجة أفضل . وإذا رغبتنا فى الحصول على عوامل تؤدي إلى حساب مقدار النسبة من درجات الفرد التى ترجع إلى التباين الثابت بدرجة أفضل ، فإنه يجب استخدام الثوابت لشغل الخلايا القطرية الرئيسية ، حيث يمكن الحصول على العوامل المشتركة والخاصة . وإذا رغبتنا فى الحصول على عوامل تؤدي إلى حساب درجات الفرد الأصلية التى بدأنا بها التحليل بدرجة أفضل فإنه يجب استخدام الوحدات فى الخلايا القطرية الرئيسية ، حيث تتضمن العوامل المستخلصة تباين الخطأ والتباينات المشتركة والخاصة . وتستخدم الاشتراكيات فى معظم الدراسات لشغل الخلايا القطرية الرئيسية . وأبسط طريقة لحساب الاشتراكيات هى وضع



أعلى معامل ارتباط للاختبار مع غيره من الاختبارات . وتعتبر هذه القيمة تقديراً أولياً لاشتراكية الاختبار ، وهي دائماً قيمة موجبة رغم إشارة أعلى ارتباط في العمود . وعلى ذلك تكون اشتراكية الاختبار ١ هي (٠.٥٠٣) ، وإشتراكية الاختبار ٢ (٠.٥٠٣) ، وإشتراكية الاختبار ٣ (٠.٥٠٣) ، وإشتراكية الاختبار ٤ هي (٠.٤١٠) وهكذا . توضع هذه القيم كما هو مبين بالجدول (٣-٢) .

٢ — بعد وضع الاشتراكيات في الخلايا القطرية ، نوجد حاصل جمع القيم الموجودة في كل عمود بدون إضافة الاشتراكيات . ويلاحظ أن حاصل جمع كل عمود لابد أن يساوى حاصل جمع كل صف .

الجدول ( ٣ - ٢ ) : مصفوفة الارتباطات الأصلية بعد وضع الاختراكيات .

الاختبار	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	( ٥٠٣ و )	٥٠٣ و	٤٤٠ و	١١٠ و	١٩٣ و	٢١١ و
٢	٥٠٣ و	( ٥٠٣ و )	٤٩٥ و	٢١٣ و	١٤٥ و	٢٢٩ و
٣	٤٤٠ و	٤٩٥ و	( ٤٩٥ و )	١١٣ و	١٥٨ و	٣١٥ و
٤	١١٠ و	٢١٣ و	٢١٣ و	( ٤١٠ و )	١٠٤ و	٢٥٠ و
٥	١٩٣ و	١٤٥ و	١٥٨ و	١٢١ و	( ١٤١٠ و )	٢١٢ و
٦	٢١١ و	٢٢٩ و	٣١٥ و	٢٥٠ و	٢١٢ و	( ٣١٥ و )
٧	٤٥٧ و	٦٨٥ و	١٦٢١ و	١٦٩٦ و	٧٠١٨ و	١١١٧ و
٨	٩٦٠ و	١٨٨ و	٢١١٦ و	٢٧٠٦ و	١٤٢٨ و	١٤٣٢ و
٩	٥٩٦ و	٦٦٥ و	٦٤٣ و	٥١٩ و	٤٣٤ و	٤٢٥ و
١٠						
١١						
١٢						
١٣						
١٤						
١٥						
١٦						
١٧						
١٨						
١٩						
٢٠						
٢١						
٢٢						
٢٣						
٢٤						
٢٥						
٢٦						
٢٧						
٢٨						
٢٩						
٣٠						
٣١						
٣٢						
٣٣						
٣٤						
٣٥						
٣٦						
٣٧						
٣٨						
٣٩						
٤٠						
٤١						
٤٢						
٤٣						
٤٤						
٤٥						
٤٦						
٤٧						
٤٨						
٤٩						
٥٠						
٥١						
٥٢						
٥٣						
٥٤						
٥٥						
٥٦						
٥٧						
٥٨						
٥٩						
٦٠						
٦١						
٦٢						
٦٣						
٦٤						
٦٥						
٦٦						
٦٧						
٦٨						
٦٩						
٧٠						
٧١						
٧٢						
٧٣						
٧٤						
٧٥						
٧٦						
٧٧						
٧٨						
٧٩						
٨٠						
٨١						
٨٢						
٨٣						
٨٤						
٨٥						
٨٦						
٨٧						
٨٨						
٨٩						
٩٠						
٩١						
٩٢						
٩٣						
٩٤						
٩٥						
٩٦						
٩٧						
٩٨						
٩٩						
١٠٠						
١٠١						
١٠٢						
١٠٣						
١٠٤						
١٠٥						
١٠٦						
١٠٧						
١٠٨						
١٠٩						
١١٠						
١١١						
١١٢						
١١٣						
١١٤						
١١٥						
١١٦						
١١٧						
١١٨						
١١٩						
١٢٠						
١٢١						
١٢٢						
١٢٣						
١٢٤						
١٢٥						
١٢٦						
١٢٧						
١٢٨						
١٢٩						
١٣٠						
١٣١						
١٣٢						
١٣٣						
١٣٤						
١٣٥						
١٣٦						
١٣٧						
١٣٨						
١٣٩						
١٤٠						
١٤١						
١٤٢						
١٤٣						
١٤٤						
١٤٥						
١٤٦						
١٤٧						
١٤٨						
١٤٩						
١٥٠						
١٥١						
١٥٢						
١٥٣						
١٥٤						
١٥٥						
١٥٦						
١٥٧						
١٥٨						
١٥٩						
١٦٠						
١٦١						
١٦٢						
١٦٣						
١٦٤						
١٦٥						
١٦٦						
١٦٧						
١٦٨						
١٦٩						
١٧٠						
١٧١						
١٧٢						
١٧٣						
١٧٤						
١٧٥						
١٧٦						
١٧٧						
١٧٨						
١٧٩						
١٨٠						
١٨١						
١٨٢						
١٨٣						
١٨٤						
١٨٥						
١٨٦						
١٨٧						
١٨٨						
١٨٩						
١٩٠						
١٩١						
١٩٢						
١٩٣						
١٩٤						
١٩٥						
١٩٦						
١٩٧						
١٩٨						
١٩٩						
٢٠٠						
٢٠١						
٢٠٢						
٢٠٣						
٢٠٤						
٢٠٥						
٢٠٦						
٢٠٧						
٢٠٨						
٢٠٩						
٢١٠						
٢١١						
٢١٢						
٢١٣						
٢١٤						
٢١٥						
٢١٦						
٢١٧						
٢١٨						
٢١٩						
٢٢٠						
٢٢١						
٢٢٢						
٢٢٣						
٢٢٤						
٢٢٥						
٢٢٦						
٢٢٧						
٢٢٨						
٢٢٩						
٢٣٠						
٢٣١						
٢٣٢						
٢٣٣						
٢٣٤						
٢٣٥						
٢٣٦						
٢٣٧						
٢٣٨						
٢٣٩						
٢٤٠						
٢٤١						
٢٤٢						
٢٤٣						
٢٤٤						
٢٤٥						
٢٤٦						
٢٤٧						
٢٤٨						
٢٤٩						
٢٥٠						
٢٥١						
٢٥٢						
٢٥٣						
٢٥٤						
٢٥٥						
٢٥٦						
٢٥٧						
٢٥٨						
٢٥٩						
٢٦٠						
٢٦١						
٢٦٢						
٢٦٣						
٢٦٤						
٢٦٥						
٢٦٦						
٢٦٧						
٢٦٨						
٢٦٩						
٢٧٠						
٢٧١						
٢٧٢						
٢٧٣						
٢٧٤						
٢٧٥						
٢٧٦						
٢٧٧						
٢٧٨						
٢٧٩						
٢٨٠						
٢٨١						
٢٨٢						
٢٨٣						
٢٨٤						
٢٨٥						
٢٨٦						
٢٨٧						
٢٨٨						
٢٨٩						
٢٩٠						
٢٩١						
٢٩٢						
٢٩٣						

وتتخذ هذه العملية كمراجعة . لأنه يجب الاهتمام بمراجعة العمليات الحسابية خطوة بخطوة . ويكون حاصل الجمع موجب في العادة . وإذا كان حاصل جمع أى عمود سالبا ، فإنه من الضروري القيام بعملية قلب الاشارات كما سنتناوله بعد ذلك .

٣ — نضيف قيمة كل إشترابية إلى القيمة المقابلة لها من الصف  $M$  ، فنحصل على قيم الصف  $T$  ، والتي نوجد مجموعها الكلى فنحصل على القيمة  $M$  ، وهي ١٠٨٣٠ .

٤ — بإيجاد الجذر التربيعى للقيمة  $M$  ، فإننا نحصل على القيمة ٣٢٩١٠ . ثم نوجد مقلوب الجذر التربيعى للقيمة  $M$  ، فنحصل على القيمة ٣٠٤ .

٥ — بإيجاد حاصل ضرب كل قيمة من قيم الصف  $T$  في القيمة ٣٠٤ ، يمكن الحصول على تشبع كل متغير بالعامل المركزى الأول  $A$  .

٦ — وللمراجعة العمليات الحسابية . نوجد حاصل جمع كل التشبعات بالعامل الأول ، حيث يجب أن يساوى حاصل الجمع هذا القيمة  $A$  .

٧ — ويجب وضع تشبعات المتغيرات التى تكون قد قلبت عددا فرديا من المرات بالاشارة السالبة . حيث أننا لم نعكس في هذه المرحلة من التحليل أى متغير ، فإن تشبعات كل المتغيرات بالعامل الأول تكون موجبة .

### الخطوة الثانية : حساب مصفوفة البواقى الأولى :

بعد إستخلاص تشبعات المتغيرات بالعامل الأول ، نوجد مصفوفة بواقى الارتباطات ويتم ذلك فى الخطوات التالية :

١ — ترتب التشبعات التى حصلنا عليها بالعامل الأول أفقيا ورأسيا ،

كما هو مبين بالجدول ( ٣ - ٣ ) . وتعتبر كل التشعبات موجبة بغض النظر عن إشاراتها في مصفوفة العوامل ، عند حساب مصفوفة التباين .

الجدول ( ٣ - ٣ ) : مصفوفة الارتباطات الناتجة من تشعبات المتغيرات بالعامل الأول :

	٤٣٥	٤٣٤	٥١٩	٦٤٣	٦٦٥	٥٩٦	
المتغير	٦	٥	٤	٣	٢	١	
١	٢٥٩	٢٥٩	٣٠٩	٢٨٣	٢٩٦	( ٣٥٥ )	٥٩٦
٢	٢٨٩	٢٨٩	٣٤٥	٤٢٨	٤٤٢	٢٩٦	٦٦٥
٣	٢٨٠	٢٧٩	٣٣٤	٤١٣	٤٢٨	٢٨٣	٦٤٣
٤	٢٢٦	٢٢٥	٢٦٩	٣٣٤	٣٤٥	٣٠٩	٥١٩
٥	١٨٩	١٨٨	٢٢٥	٢٧٩	٢٨٩	٢٥٩	٤٣٤
٦	١٨٩	١٨٩	٢٢٦	٢٨٠	٢٨٩	٢٥٩	٤٣٥

٢ - نحسب من هذه التشعبات مصفوفة الارتباطات المينة بالجدول ( ٣ - ٣ ) ، وذلك بضرب القيمة الأولى من الصف الأفقي في كل قيمة من قيم الصف الرأس . ويوضع الناتج في خلايا العمود الأول . وبضرب القيمة ٥٩٦ من الصف الأفقي في القيمة ٥٩٦ من الصف الرأس فإننا نحصل على القيمة ٣٥٥ ، حيث توضع في الخلية الأولى من العمود الأول . وبضرب القيمة ٥٩٦ أيضاً في القيمة ٦٦٥ من الصف الرأس نحصل على القيمة ٢٩٦ ، حيث توضع في الخلية الثانية من العمود الأول .

نكرر العمل مع القيمة الثانية من الصف الأفقي ونوضع الناتج في خلايا العمود الثاني ، وهكذا إلى أن نملأ كل خلايا المصفوفة .

٣ - ثم نطرح كل قيمة في الجدول ( ٣ - ٣ ) من القيمة المقابلة لها



في الجدول ( ٢ - ٢ ) فنحصل على مصفوفة البرقي الاولى . ولكي نوجد الباقي في الخلية الاولى من العمود الاول نوجد باقي الطرح ( ٥٠٣ - ٣٥٥ ) لنحصل على القيمة ١٤٨ ، التي نضعها في الخلية الاولى من العمود الاول في مصفوفة البراق . وكذلك نوجد باقي طرح ( ٥٠٣ - ٢٩٦ ) ونضع القيمة الناتجة في الخلية الثانية من العمود الاول . وهكذا إلى أن نملأ كل خلايا مصفوفة البراق الاولى المبينة بالجدول ( ٣ - ٤ ) .

الجدول ( ٣ - ٤ ) : مصفوفة البراق الاولى

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	( ١٤٨ )	١٠٧	٥٧	١٩٩	٦٦	٤٨
٢	١٠٧	( ٥٦١ )	٦٧	٣٢	١٤٤	٦٠
٣	٥٧	٦٧	( ٥٨٢ )	١٢١	١٢١	٣٥
٤	١٩٩	٣٢	١٢١	( ١٤١ )	١٨٥	٢٤
٥	٦٦	١٤٤	١٢١	١٨٥	( ٢٢٢ )	٧٧
٦	٤٨	٦٠	٣٥	٢٤	٧٧	( ١٢٦ )
	٠٠١	٠٠١	٠٠١	٠٠٢	٠٠١	٠٠٠

ويتضح من الجدول ( ٣ - ٤ ) أن حاصل الجمع الجبري لكل عمود أو صف في مصفوفة البراق يجب أن يساوي صفراً أو يقرب منه . وتعتبر هذه العملية مراجعة على صحة العمليات الحسابية وإذا قل عدد المتغيرات ثن عشر متغيرات ، فإنه يجب مقارنة الاشتراكات التي أدخلت في الخلايا القطرية في مصفوفة الارتباطات ، بالاشتراكات التي نحصل عليها من التشتتات العاملة فإذا كان الاختلاف كبيراً يعاد التحليل مرة أخرى . وهكذا نكرر عملية حساب الاشتراكات وإعادة عملية التحليل إلى أن يتلاشى الاختلاف بين قيم الاشتراكات في عمليتي تحليل متاليتين .

### الخطوة الثالثة : حساب تشبع المتغيرات بالعامل الثانى :

لاستخلاص تشبع المتغيرات بالعامل المركزى الثانى ، تتبع نفس الخطوات السابقة غير أننا نحتاج إلى إعادة تقدير الاشتراكيات قبل إجراء العمليات الحسابية ، فندخل أيضاً أكبر معامل إرتباط فى العمود بغض النظر عن إشارته محل القيم القطرية . كما نحتاج هنا أيضاً إلى قلب إشارات بعض المتغيرات حتى يكون حاصل جمع كل عمود موجبا .

### قلب الإشارات :

إذا كان حاصل جمع أى عمود بدون القيم القطرية سالبا ، فإنه يجب تغيير إشارات قيم بعض الصفوف والأعمدة المقابلة لها . ونهدف من تغيير الإشارات إلى جعل المجموع الجبرى لكل القيم موجبا كلما أمكن ذلك ويتم .  
قلب الإشارات بالخطوات التالية :

١ — تغير الإشارات السالبة إلى موجبة والموجبة إلى سالبة فى العمود الذى ينتج عن حاصل جمعه أكبر قيمة سالبة ويتبع ذلك أيضا تغيير الإشارات فى الصف الافقى المقابل . ويتضح من المصفوفة المبينة بالجدول ( ٣ — ٥ ) أن عمود المتغير ٥ هو الذى يحتاج إلى تغيير إشاراته . ويجب وضع علامة ولتكن ٥ على رأس العمود والصف المقابل للدلالة على تغيير الإشارات وتوضع علامات بقدر عدد مرات تغيير إشارات المتغير . وبذلك يمكن أن يكون هناك أكثر من علامة على رأس العمود والصف .



٢ — بعد قلب إشارات عمود المتغير ه وكذلك صف المتغير أيضاً ،  
توجد حاصل جمع الأعمدة . فنحصل على قيم الصف الذى نسميه ( المجموع بدون إشتراكات بعد تغيير ه ) . ويمكن أن نحصل أيضاً على هذه القيم بمضاعفة قيم خلايا صف المتغير ه بعد تغيير إشاراتها وإضافتها إلى قيم حاصل الجمع المقابلة فى الصف الذى نسميه ( المجموع بدون إشتراكات ) . ولكى نحصل على القيمة الأولى نضاعف العدد الموجود فى الخلية الأولى فى صف المتغير ه أى ٦٦ و  $2 \times$  فنحصل على القيمة ١٣٢، ثم نضيف هذه القيمة إضافة جبرية على القيمة - ١٤٩، لنحصل على القيمة - ١٧. وهكذا بالنسبة للقيم الأخرى . وبعد أن نحسب كل قيم الصف الجديد نوجد حاصل جمع هذه القيم والذى يجب أن تساوى مجموع قيم الصف السابق مضافاً إليه أربعة أمثال حاصل جمع العمود الذى قد غيرت إشاراته . ويجب أن تتحقق من هذه النتيجة لكل صف قبل أن تنتقل إلى تغيير آخر للإشارات . فمجموع الصف الذى نسميه ( المجموع بدون إشتراكات بعد تغيير إشارات المتغير ه ) يساوى ١٠٦. ويساوى هذا العدد تبعاً لما ذكرناه - ٧٨٦، + ٢٢٣،  $4 \times$  = - ٧٨٦، + ٨٩٢، = ١٠٦. وبذلك تكون العمليات الحسابية التى تمت بعد تغيير الإشارات صحيحة وننتقل إلى خطوة أخرى .

٣ — نفحص القيم الجديدة ، ونحدد أكبر قيمة سالبة بينها ، وهى - ٥١٣. ولقد نتجت هذه القيمة من حاصل جمع قيم عمود المتغير ه . نحول هذه القيمة السالبة إلى موجبة ثم نقوم بتغيير إشارات القيم فى هذا العمود وصف المتغير ه المقابل له . ثم نحسب بقيه قيم الصف إما بالجمع الجبرى لقيم خلايا كل عمود أو بمضاعفة قيم صف المتغير ه وإضافة كل قيمة إلى القيمة المقابلة لها من الصف السابق إضافة جبرية . فالقيمة الأولى من الصف الجديد تساوى ١٩٩،  $2 \times - ١٧ = ٢٨١$ ، والقيمة الثانية تساوى ٣٢،  $2 \times + ٢٢٦ = ٢٩٠$ ، وهكذا بالنسبة لبقية القيم . ولمراجعة صحة العمليات



الحسابية . نقوم بحساب أربعة أمثال العدد ٥١٣ ، أى  $٥١٣ \times ٤$  ثم نضيف الناتج اضافة جبرية الى حاصل جمع كل قيم الصف السابق ١٠٦ ، أى  $٢٠٥٢ + ١٠٦ = ٢١٥٨$  . وتساوى هذه القيمة حاصل جمع كل القيم الجديدة التى حصلنا عليها بعد تغيير اشارات عمود المتغير ٤ .

٤ - بعد التغير الأخير نجد أنه مازال هناك قيم سالبة ، وعلى ذلك يجب تغييرها . والقيم التى تغير اشاراتها هنا هى قيم عمود المتغير ٦ وكذلك صف المتغير ٦ المقابل . ثم نوجد حاصل جمع كل عمود جمعا جبريا . ويمكن التأكد من صحة العمليات الحسابية بالطريقة التى سبق ذكرها .

٥ - نكرر عملية تغيير الإشارات هذه حتى يصبح حاصل جمع الأعمدة قيم صفرية أو موجبة .

وبلاحظ أنه فى كل مرة تغير فيها الإشارة نضع الإشارة الجديدة فوق السابقة لتتبع عدد مرات تغيير الإشارات .

٦ - لحساب تشبع المتغيرات بالعامل الثانى ، نعيد تقدير الاشتراكيات بوضع أكبر معامل ارتباط فى العمود فى الخلايا القطرية بغض النظر عن اشارته . ثم نضيف قيم الاشتراكيات الجديدة الى حاصل الجمع فى الصف الأخير ، فنحصل على قيم الصفات  $١$  . ثم نوجد حاصل جمع قيم الصفات  $١$  وهى التى نرمز لها بالرمز  $١$  . ثم نوجد مقلوب الجذر

التربيعى للقيمة  $١$  أى  $\frac{1}{\sqrt{١}}$  . ويمكن الحصول على تشبع

كل متغير بالعامل المركزى الثانى بضرب كل قيمة من قيم الصفات  $١$  فى

$$\frac{1}{\sqrt{١}}$$

٧- ثم ندخل تشيعات المتغيرات بالعامل الثانى فى العمود الثانى من مصفوفة العوامل . ونحدد اشارات التشيعات كما يلى :

- (أ) تكون اشارة تشيع المتغير الذى غيرت اشارته مرة واحدة أو عددا فرديا من المرات ، عكس اشارة تشيعه بالعامل السابق .
- (ب) تكون اشارة المتغير الذى لم تتغير اشارته أو الذى قد غيرت عددا زوجيا من المرات نفس اشارة تشيعه بالعامل السابق .

#### الخطوة الرابعة : حساب مصفوفة البواقى الثانية:

بعد حساب تشيعات المتغيرات بالعامل الثانى ، نوجد مصفوفة ارتباطات المتغيرات نتيجة تشيعاتها بالعامل الثانى لنحصل على الجدول (٦-٢) . وبطرح قيم هذه المصفوفة من قيم مصفوفة البواقى الاولى جدول (٢ - ٥) نحصل على مصفوفة البواقى الثانية المبينة بالجدول (٢ - ٧) . ويلاحظ من مصفوفة البواقى الثانية أن حاصل الجمع الجبرى لكل عمود أوصف يجب أن يساوى قىما صفرية أو يقرب منها . ويمكن اعتبار هذه العملية عملية مراجعة . للتأكد من صحة اجراء العمليات الحسابية .

الجدول (٢ - ٦) : مصفوفة ارتباطات المتغيرات نتيجة العامل الثانى

	٦	٥	٤	٣	٢	١	المتغير	
٠,٠٥٤	٠,٢٠	٠,١٣٢	٠,١٦١	٠,٠٩٦	١١٧	(٠,١٤٤)	١	٣٧٩
٠,٠١٧	٠,١٧	٠,١٠٨	٠,١٣٢	٠,٠٧٨	(٠,٠٩٦)	١١٧	٢	٣١٠
٠,٠١٤	٠,١٤	٠,٠٨٨	٠,١٠٨	(٠,٠٦٤)	٠,٠٧٨	٠,٠٩٦	٣	٢٥٣
٠,٠٢٣	٠,٢٣	٠,١٤٩	(٠,١٨١)	٠,١٠٨	٠,١٣٢	٠,١٦١	٤	٠,٤٢٦
٠,٠١٩	٠,١٩	(٠,١٢٢)	٠,١٤٩	٠,٠٨٨	٠,١٠٨	٠,١٣٢	٥	٣٤٩
(٠,٠٠٣)	٠,٠١٩	٠,٠٢٣	٠,٠١٤	٠,٠١٧	٠,٠٢٠	٠,٠٢٠	٦	٠,٠٥٤

جدول ( ٢ - ٧ ) : مصفوفة البواقي الثانية

المستطير	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
٢	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
٣	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
٤	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
٥	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
٦	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠

المجموع بدون اشتراكات	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
المجموع بدون اشتراكات بعد تغيير	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
إشارات المتغير ٦	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
المجموع بدون اشتراكات بعد تغيير	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
إشارات المتغير ٢	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
المجموع بدون اشتراكات بعد تغيير	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
إشارات المتغير ١	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
المجموع بعد إضافة الاشتراكات	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
المجموع الجديد	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
تشبعات العامل الثالث	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠

### الخطوة الخامسة: حساب تشبع المتغيرات بالعامل الثالث:

لإستخراج تشبع المتغيرات بالعامل الثالث ، تتبع نفس العمليات التي أجريت على مصفوفة البواقى الأولى من تغيير للإشارات حتى يصبح حاصل جمع الأعمدة قيما صفرية أو موجبة . وإضافة اشتراكات جديدة ثم إيجاد حاصل الجمع لنحصل على قيم الصف  $T_3$  . ثم جمع قيم الصف  $T_3$  لنحصل على القيمة  $M_3$  . ونحصل على تشبع المتغيرات بالعامل الثالث بإيجاد مقلوب الجذر التربيعى للقيمة  $M_3$  وضرب هذا المقلوب فى كل قيمة من قيم الصف  $T_3$  .

وهكذا نكرر عملية حساب مصفوفة الارتباطات ثم مصفوفة البواقى التى نتاولها بما ذكرناه من عمليات للحصول على تشبع المتغيرات . وتظهر هنا مشكلة الإنتهاء من استخلاص العوامل ذات الدلالة . ولقد تم وضع عدة محكات لتقرير ما اذ كان يمكننا الاستمرار فى استخراج العوامل أو الاكتفاء بما استخلصناه . ومن الجدير بالذكر أن هذه المحكات ليست دقيقة لأنها تقوم على أسس مختلفة مما قد يودى بها الى أدلة متضاربة . ويحسن إستخدام عدة محكات حتى نحصل على البيانات الكافية للحكم على مدى دلالة العوامل التى نستخلصها . ويحسن بنا أيضاً أن نستخلص من العوامل ما يزيد عن الحد الأدنى الذى يتطلبه المحك ، حيث تتحدد بالتدوير العوامل ذات الدلالة . فإذا بدأنا بتدوير عدد كبير من العوامل فإن بعضها سوف يصبح من البواقى حيث تقل تشبعاتها إلى قيم تتراوح بين  $\pm 0.20$  .

الحد الأدنى من المتغيرات التى يتطلبها إستخلاص عدد م من العوامل

المشتركة .

كخطوة فى معرفة عدد العوامل ذات الدلالة التى على الباحث أن يستخلصها من مصفوفة الارتباطات التى يحصل عليها أن يراعى عند تصميم



دراسته العاملية تناسب عدد المتغيرات التي تتضمنها بطارية الاختبارات لعدد العوامل التي يهدف إليها . وتحدد المعادلة التالية الحد الأدنى من المتغيرات التي يمكن أن تؤدي إلى عدد محدد من العوامل المشتركة ، حيث توضح هذه المعادلة العلاقة بين عدد المتغيرات  $N$  وعدد العوامل  $M$  .

$$N = \frac{M^2 + 1 + M}{2}$$

يمكن باستخدام هذه المعادلة حساب عدد العوامل  $M$  المقابلة لعدد معين من المتغيرات  $N$  كما يتضح من الجدول ( ٣ - ٨ ) .

جدول ( ٣ - ٨ ) : الحد الأدنى من المتغيرات اللازمة لتحديد عدد  $M$  من العوامل المشتركة

عدد المتغيرات $N$	عدد العوامل $M$
٣	١
٥	٢
٦	٣
٨	٤
٩	٥
١٠	٦
١٢	٧
١٣	٨
١٤	٩
١٥	١٠

ومن المرغوب فيه في دراسات التحليل العامل أن نزيد من عدد

المتغيرات عن الحد الأدنى اللازم لاستخلاص العوامل التي نهدف إليها .  
ولهذا تم وضع عدد من المحكات التقريبية لا يقف إستخلاص العوامل .  
ومن الملاحظ أنه لا يوجد ثمة محك دقيق ، إلا أن فاعليتها تقوم على خبرة  
الباحث .

١ — محك موزر Mosier 's Criterion

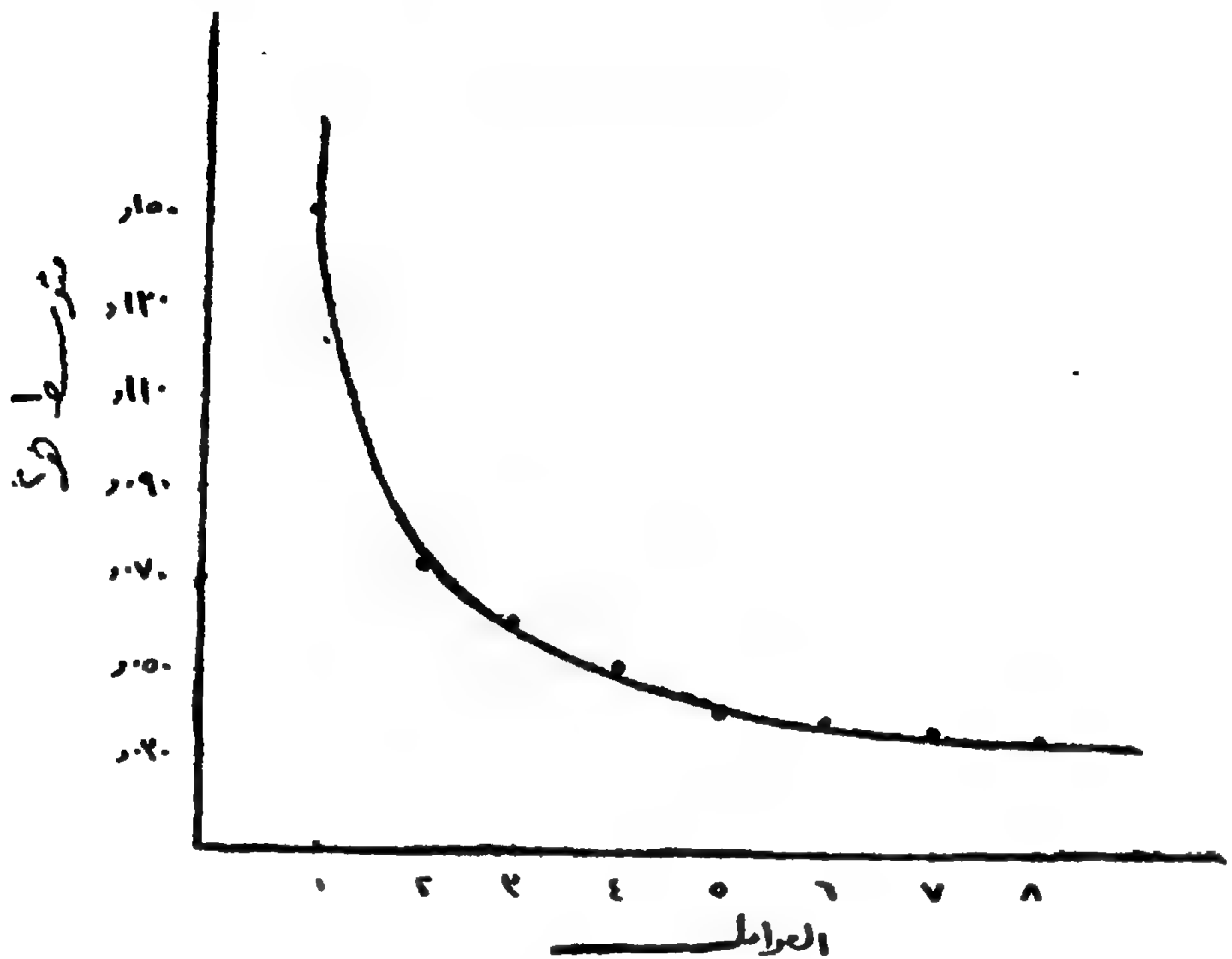
يقوم هذا المحك على تفرطح التباين الكلى للعوامل المتتالية ، وذلك  
بحساب متوسط ه<sup>٢</sup> لكل عامل ثم تمثيل العلاقة بين ه<sup>٢</sup> والعامل المقابل  
لها . فنحصل على خط بياني يأخذ في التفرطح حتى يصبح خطا مستقيما  
بزيادة عدد العوامل كما هو مبين بالشكل ( ٣ — ١ ) والذي يمثل العلاقة  
بين متوسط ه<sup>٢</sup> وعدد العوامل المقابلة لها المبينة بالجدول ( ٣ — ٩ ) ،  
كما وجدها المؤلف في بحث له .

جدول ( ٣ — ٩ ) : متوسط ه<sup>٢</sup> والعوامل المقابلة لها

العامل	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
متوسط ه <sup>٢</sup>	١,٤٩	٠,٧٢	٠,٦٤	٠,٥٠	٠,٤٣	٠,٤٠	٠,٣٨	٠,٣٥

يتضح من الجدول ومن الرسم البياني أنه لا يحتمل إستخلاص أى  
عامل مشترك ذا دلالة بعد العامل الثامن .

شكل ( ٣ - ١ ) : العلاقة بين عدد العوامل ومتوسط هـ ٢.



٢ - محك بيرت وبانكز Burt and Banks

استخدم بيرت وبانكز المعادلة التالية لتحديد الخطأ المعياري للتشيع الصفري . وبمقارنة عدد تشيعات العامل أو مضاعفات لهذا العدد التي يزيد مقدارها عن الخطأ المعياري ، يمكن تحديد العوامل ذات الدلالة المنخفضة .

$$\frac{\sqrt{(r^2 - 1)}}{\sqrt{n(n - t - 1)}} = r$$

الخطأ المعياري للتشيع الصفري ،  $r$

حيث  $n$  = عدد الاختبارات

$t$  = رقم العامل

( م . هـ - التحليل العامل )

ن = عدد أفراد العينة التي طبقت عليها الاختيارات .

وبتطبيق هذا المحك على تشبع العوامل ٤ ، ٥ ، ٦ ، ٧ ، ٨ التي استخلصها المؤلف في بحثه ، حصل على البيانات المينة بالجدول (٣-١٠) .

جدول ( ٣-١٠ ) : عدد تشبع العوامل التي تزيد عن الخطأ المعياري

٨	٧	٦	٥	٤	
٠.٨٧	٠.٨٦	٠.٨٤	٠.٨٤	٠.٨٣	الخطأ المعياري للتشبع الصفري
٢٦	٢٧	٢٤	٢٤	٢٨	التشبعات التي تزيد عن الخطأ المعياري
١٥	١٥	١٧	٢٠	٢٠	التشبعات التي تزيد عن ضعف الخطأ المعياري
٩	٧	١٠	١٠	١٠	التشبعات التي تزيد عن ثلاث أضعاف الخطأ المعياري

٣ - محك فاي لنكر Tucker's phi :

وضع تكرر قاعدة تنص على أنه إذا لم يوجد نقص ذو دلالة في حجم القيم المتبقية من مصفوفة إلى أخرى ، فإن العامل الذي أستخلص يكون ذو دلالة . ويتم خطوات إستخدام هذا المحك فيما يلي :

١ - نجمع مصفوفة البواق مع إهمال الإشارات مستخدما الإشتراكيات التي أعيد تقديرها .

٢ - نجمع كل القيم في مصفوفة البواق التالية مع إهمال الإشارات مستخدما الإشتراكيات المتبقية في الخلايا القطرية .

٣ - نحصل على معامل فاي بقسمة القيمة التي حصلنا عليها في الخطوة الثانية على القيمة التي حصلنا عليها في الخطوة الأولى .

٤ - نحسب القيمة  $\frac{1 - n}{n + 1}$  حيث ن تساوي عدد متغيرات المصفوفة .



٥ — إذا زاد معامل فائى عن  $\frac{n-1}{n+1}$  فإن العوامل التى استخلصت تتكون ذات دلالة .

وتتوقف صحة هذا المحك إلى حد ما على قلب الاشارات ، وإذا لم يودى قلب الإشارات فى المصفوفة إلى أكبر قيمة موجبة من حاصل الجمع ، فإن زيادة معامل فائى عن القيمة  $\frac{n-1}{n+1}$  تنسم بالتذبذب . ويتضمن هذا المحك أيضاً عمليات حسابية كثيرة .

#### ٤ — قاعدة همفرى Humphrey's Rule

تقوم هذه القاعدة على أساس حجم العينة  $n$  ، وتشبع متغيرين فقط دون المصفوفة كلها . ويتم استخدام هذا المحك بالخطوات التالية :

١ — نوجد حاصل ضرب أكبر تشبعين فى أى عمود من أعمدة مصفوفة العوامل المركزية .

٢ — نوجد الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط الصفرى الخاص بنوع معامل الارتباط المستخدم وكذلك العينة المستخدمة .

٣ — فإذا لم يزيد الناتج من الخطوة الأولى عن ضعف الخطأ المعيارى الناتج من الخطوة الثانية ، فإنه يحتمل أن يكون العامل غير ذى دلالة . وتفيد هذه القاعدة فى العينات الكبيرة جداً .

#### ٥ — محك كومب Coomb

ينطبق هذا المحك فقط على المصفوفات التى تحتوى على قيم موجبة أو صفرية . ويسمى بالقيم السالبة الصغيرة ، التى لا تختلف اختلافاً واضحاً عن

الصفر . ويقوم هذا المحك على أنه إذا وجدت عوامل ذات دلالة متبقية في مصفوفة البواقي ، فيجب ألا تحتوي على قيم سالبة بعد قلب الاشارات ، أكثر مما تتوقعه نتيجة الصدفة . وهنا نوجد عدد القيم السالبة المتبقية في مصفوفة البواقي بعد قلب الاشارات . فاذا لم يختلف هذا العدد اختلافاً ذي دلالة عن قيمة « س » ، المينة في الجدول ( ٣ - ١١ ) المقابلة لعدد معين من المتغيرات ، فالتناكون قد استخلصنا عدداً كافياً من العوامل .

جدول ( ٣ - ١١ ) القيم الحرجة لمحك كوسب وأخطائها المعيارية

لعدد من المتغيرات من ١٠ - ٥٠ .

ن	%	س	٥	ن	%	س	٥	ن	%	س	٥
٢٠	٤٢,٣	٦٦٠	٢٠	١٢	٤٠,٤	٢٤٢	٥	٥	٣٤,٣	٢١	٥
٢٠	٤٢,٤	٦٩٥	٢٠	١٣	٤٠,٥	٢٦٣	٥	٥	٣٥,٤	٢٩	٥
٢١	٤٢,٥	٧٣٢	٢١	١٣	٤٠,٧	٢٨٦	٦	٦	٣٦,٢	٤٨	٦
٢١	٤٢,٦	٧٦٩	٢١	١٤	٤٠,٨	٣٠٨	٦	٦	٣٦,٨	٥٧	٦
٢٢	٤٢,٧	٨٠٨	٢٢	١٤	٤١,٠	٣٣٣	٧	٧	٣٧,٣	٦٨	٧
٢٢	٤٢,٨	٨٤٧	٢٢	١٥	٤١,١	٣٥٨	٧	٧	٣٧,٨	٧٩	٧
٢٣	٤٢,٩	٨٨٨	٢٣	١٥	٤١,٣	٣٨٤	٨	٨	٣٨,٢	٩٢	٨
٢٣	٤٣,٠	٩٢٠	٢٣	١٦	٤١,٤	٤١١	٨	٨	٣٨,٥	١٠٥	٨
٢٤	٤٣,١	٩٧٢	٢٤	١٦	٤١,٥	٤٣٨	٩	٩	٣٨,٨	١١٩	٩
٢٤	٤٣,٢	١٠١٦	٢٤	١٧	٤١,٧	٤٦٨	٩	٩	٣٩,١	١٣٤	٩
٢٥	٤٣,٣	١٠٦١	٢٥	١٧	٤١,٨	٤٩٧	١٠	١٠	٣٩,٣	١٤٩	١٠
				١٨	٤١,٩	٥٢٨	١٠	١٠	٣٩,٥	١٦٦	١٠
				١٨	٤٢,٠	٥٥٩	١١	١١	٣٩,٨	١٨٤	١١
				١٩	٤٢,١	٥٩٢	١١	١١	٤٠,٠	٢٠٢	١١
				١٩	٤٢,٢	٦٢٥	١٢	١٢	٤٠,٢	٢٢٢	١٢

ن = عدد المتغيرات .

% = النسبة المئوية للقيم السالبة في مصفوفة البواقي بعد تغيير  
الاشارات .

س = عدد القيم السالبة في مصفوفة البواقي بعد تغيير الاشارات .

س<sup>±</sup> = الخطأ المعياري لعدد القيم السالبة س .

---

## الفصل ٤

### طريقة المكونات الأساسية

#### The Principal Components Method

تقوم هذه الطريقة على وضع المحور الأول بحيث يشمل أقصى قدر ممكن من تباين توزيع الدرجات ، ثم يوضع المحور الثاني متعامدا على المحور الأول بحيث يشمل أقصى قدر من التباين المتبقى ، ثم يوضع المحور الثالث متعامدا على كل من المحور الأول والثاني حتى يشمل أقصى قدر ممكن من التباين المتبقى بعد استبعاد تباين كل من المحور الأول والثاني . ويجب الإستمرار في عملية إستخلاص العوامل حتى نصل إلى عدد منها يمكننا من حساب الدرجات الأصلية بدرجة مرضية . ومن الملاحظ أن التحليل الكامل بهذه الطريقة يؤدي إلى فصل عدد من العوامل بقدر ما يستخدم من إختبارات . وعلى أى حال ، فعظم العوامل التى نستخلصها بطريقة المكونات الأساسية عوامل خاصة ولا تقارن بعوامل الطريقة المركزية أو أى طريقة من طرق العوامل المشتركة . ولكن العوامل المشتركة الهامة لا تختلف كثيرا فى عددها عما نستخلصه بطرق العوامل المشتركة . ويقرر طومسون Thomson وفروشر Fruchter أن طريقة المكونات الأساسية تؤدي إلى تشبعات دقيقة . ويشير طومسون إلى أنها طريقة تقوم على تحليل التباين كله بخلاف طرق العوامل المشتركة ، وعلى ذلك تؤدي إلى حساب الارتباطات بدرجة أقل دقة ، بينما يمكن حساب الدرجات الأصلية بدرجة أكثر دقة . وتؤدي طرق العوامل المشتركة إلى حساب الارتباطات بدرجة أفضل لكنها تؤدي إلى حساب الدرجات الأصلية بدرجة أقل دقة ، وذلك لأنها تستبعد عن قصد العوامل الخاصة . ويقرر ميككلاوى McCloy

ومثنى Metheny وكنوت Knott من مقارنتهم لطريقة ثرستون للعوامل المتعددة بطريقة هويتلنج ، أن الطريقتين على درجة متساوية من الدقة عندما نستخدم الإشتراكيات الحقيقية في الخلايا القطرية . وبالرغم من أن ثرستون يستخدم الطريقة المركزية لأنها أسرع في استخلاص العوامل إلا أنه يفضل طريقة المكونات الأساسية مستخدما عوامل الثبات . ويشير ولفل wofle إلى أن طريقة هويتلنج يمكن أن تعطى نتائج ذات دلالات نفسية أفضل ، باستخدام الإشتراكيات بدلا من عوامل الثبات وتدوير المحاور بالطريقة التي يتبعها ثرستون .

وتستخدم في طريقة هويتلنج الوحدات في الخلايا القطرية وبهذا نأخذ في الاعتبار العوامل الخاصة . ويمكن أن نستخدم أيضا عوامل الثبات . ويتم استخلاص العوامل بطريقة المكونات الأساسية في الخطوات التالية :

١ — نضع وحدات في الخلايا القطرية ثم نأخذ في تخمين قيم تتناسب مع التشبع بالمكون الأول . وعمليا يمكن استخدام أى تخمين ، لكن من الملاحظ أن التخمين غير الجيد يطيل من العمليات الحسابية . نوجد حاصل جمع كل عمود بما في ذلك الوحدات الموجودة في الخلايا القطرية . ثم نقسم قيمة حاصل الجمع في كل عمود على أكبر قيمة في صف حواصل الجمع وهي ٢,٦٨٥ . وبقسمة حاصل جمع العمود الأول ٢,٤٥٧ على ٢,٦٨٥ نحصل على القيمة ٩ , ، وبقسمة حاصل جمع العمود الثاني ٢,٦٨٥ على ٢,٦٨٥ نحصل على القيمة ١ وهكذا نحصل على بقية الأعداد الخمسة  
Guessed Numbers كما هو مبين في الجدول ( ٤ — ١ ) .

٢ — بعد الحصول على الأعداد الخمسة ، نوجد حاصل ضرب كل عدد في قيم الصف الذي يقع أمامه فنحصل على المصفوفة المبينة في الجدول ( ٤ — ٢ ) .



جدول (٤-١): مصفوفة الارتباطات الأصلية والأعداد الخمسة الأولى.

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	العدد المختار الأول
١	(١,٠٠٠) ٥٠٣	٥٠٣	٤٤٠	١١٠	١٩٣	٢١١	٩
٢	٥٠٣	(١,٠٠٠) ٤٥٩	٤٥٩	٣١٣	١٤٥	٢٢٩	١,٠٠
٣	٤٤٠	٤٩٥	(١,٠٠٠) ٣١٣	٣١٣	١٥٨	٣١٥	١,٠٠
٤	١١٠	٣١٣	٣١٣	(١,٠٠٠) ٤١٠	٤١٠	٢٤٠	٨
٥	١٩٣	١٤٥	١٥٨	٤١٠	(١,٠٠٠) ١١٢	١١٢	٧
٦	٢١١	٢٢٩	٣١٥	٢٥٠	١١٢	(١,٠٠٠) ٧	٧
	٢,٤٥٧	٢,٥٨٥	٢,٦٢١	٢,٢٩٦	٢,٠١٨	٢,١١٧	
	٩	١,٠٠	١,٠٠	٨	٧	٧	

جدول (٤-٢): مصفوفة الارتباطات الناتجة بضرب الأعداد الخمسة الأولى في قيم الصفوف المقابلة لها من مصفوفة الارتباطات الأصلية.

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	العدد المختار الثاني
١	٩٠٠	٤٥٣	٣٩٦	٠٩٩	١٧٤	١٩٠	٩٠
٢	٥٠٣	١,٠٠٠	٤٩٥	٣١٣	١٤٥	٢٢٩	١,٠٠
٣	٤٤٠	٤٩٥	١,٠٠٠	٣١٣	١٥٨	٣١٥	٩٧
٤	٠٨٨	٢٥٠	١٧٠	٨٠٠	٣٢٨	٢٠٠	٧٧
٥	١٣٥	١٠٢	١١١	٢٨٧	٧٠٠	٠٧٨	٦٤
٦	١٤٨	١٦٠	٢٢٦	١٧٥	٠٧٨	٧٠٠	٧٠
	٢,٢٢٤	٢,٤٦٠	٢,٣٩٣	١,٨٨٧	١,٥٨٣	١,٧١٢	
	٩٠	١,٠٠	٩٧	٧٧	٦٤	٧٠	

٣ - نوجد حاصل جمع كل عمود بما في ذلك الخلايا القطرية التي تختلف في هذه المصفوفة عن الوحدات التي أدخلناها في المصفوفة الأولى ثم نوجد خارج قسمة حاصل جمع كل عمود على أكبر قيمة من قيم حواصل الجمع فنحصل على الأعداد الخمسة الثانية المبينة بالجدول ( ٤ - ٢ ) .

٤ - نوجد حاصل ضرب كل عدد مخمن في قيم الصف المقابل له من مصفوفة الارتباطات الأصلية المبينة بالجدول ( ٤ - ١ ) فنحصل على الجدول ( ٤ - ٣ ) .

٥ - نوجد حاصل جمع كل عمود من أعمدة الجدول ( ٤ - ٣ ) ثم بقسمة قيمة كل عمود على أكبر قيمة بين حاصل جمع الأعمدة فنحصل على أعداد مخمنة ثلاثة . وهكذا نكرر العملية إلى أن نصل إلى تقارب الأعداد الخمسة في مصفوفتين متتاليتين تقاربا كافيا يتناسب والدقة التي يريد بها الباحث .

جدول ( ٤ - ٣ ) : مصفوفة الارتباطات الناتجة من حاصل ضرب الأعداد الخمسة الثانية في قيم الصفوف المقابلة لها من مصفوفة الارتباطات الأصلية .

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	العدد المخمن الثالث
١	,٩٠٠	,٤٥٣	,٣٩٦	,٠٩٩	,٢٧٤	,١٩٠	,٩٠٠
٢	,٥٠٣	١,٠٠٠	,٤٩٥	,٣١٣	,١٤٥	,٢٢٩	١,٠٠٠
٣	,٤٢٧	٤٨٠	,٩٧٠	,٢٠٧	,١٥٣	,٣٠٦	,٩٦٧
٤	,٠٨٥	,٢٤١	,١٦٤	,٧٧٠	,٣٩٦	,١٩٣	,٧٥٢
٥	,١٢٤	,٠٩٣	,١٠١	,٢٦٢	,٦٤٠	,٠٧٢	,٦٢١
٦	,١٤٨	,١٦٠	,٢٢١	,١٧٥	,٠٨٧	,٧٠٠	,٦٩٦
	٢,١٨٧	٢,٤٢٧	٢,٣٤٧	١,٨٢٦	١,٥٠٦	١,٦٩٠	

جدول ( ٤—٤ ) : مصفوفة الارتباطات الناتجة من حاصل ضرب  
الأعداد المخمسة الثالثة في قيم الصفوف المقابلة لها من مصفوفة الارتباطات  
الأصلية

العدد المخمن الرابع	٦	٥	٤	٣	٢	١	الترتيب
٩٠٠١ و	١٩٠ و	١٧٤ و	٠٩٩ و	٣٩٦ و	٤٥٣ و	٩٠٠ و	١
١٠٠٠٠ و	٢٢٩ و	١٤٥ و	٣١٣ و	٤٩٥ و	١٠٠٠ و	٥٠٣ و	٢
٩٦٦٥ و	٣٠٥ و	١٥٣ و	٢٠٦ و	٩٦٧ و	٤٧٩ و	٤٢٥ و	٣
٧٤٤٦ و	١٨٨ و	٣٠٨ و	٧٥٢ و	١٦٠ و	٢٣٥ و	٠٨٣ و	٤
٦١٢٠ و	٠٧٠ و	٦٢١ و	٢٥٥ و	٠٩٨ و	٠٩٠ و	١٢٠ و	٥
٦٩٤٥ و	٦٩٦ و	٠٧٨ و	١٧٤ و	٢١٩ و	١٥٩ و	١٤٧ و	٦
	١,٦٧٨	١,٤٧٩	١,٧٩٩	٢,٣٣٥	٢,٤١٦	٢,١٧٨	

جدول (٤ - ٥) : مصفوفة الارتباطات الناتجة من حاصل ضرب الأعداد الخمسة الرابعة في قيم الصفوف المقابلة لها من مصفوفة الارتباطات لأصلية .

العدد الخمن الخامس	٦	٥	٤	٣	٢	١	
١٨٠٠٩٠	١٨٩٩٢١١	١٧٢٧١٩٣	١٠٩٩٠١١٠	٣٩٦٠٤٤٠	٤٢٧٥٠٣	٩٠٠١٠٠٠	١
١٠٠٠٠٠	٢٢٩٠٠٠٠	١٤٥٠٠٠٠	٣١٣٠٠٠٠	٤٩٥٠٠٠٠	١٠٠٠٠٠٠	٥٠٣٠٠٠٠	٢
٧٦٦٦٧	٥٨٣٣٣٠٥	٨٠٨٥١٠٧	٢٠٥٦٧٥٠	١٠٠٥٦٦٥	٤٧٨٤١٧٥	٢٥٢٦٠٠	٣
٧٤٠٨٨	١٨٦١٥٠٠	٣٠٥٢٨٦٠	٧٤٤٦٣٨٠	١٥٨٥٧٥١	٧٦٥٠٨٨٠	٦٠٩١٧٠٠	٤
٦٠٨٠٠	٣٣٥٧٦٠٠	٦١٢٠٠٠٠	٢٥٠٩٢٠٠	٦٦٦٦٦٠٠	٣٨٧٧٠٠	١١٨١١٦٠	٥
٦٩٣٤٣	٦٩٤٥٠٠٠	٣٧٧٨٨٠٠	١٧٣٦٢٥٠	٢١٨٧١٨٠	٥٨١٧٦٧٥	١٤٦٥٦٣١	٦
	١٦٧٢٥٦٢٦	١٦٦٦٦٦٦٣	١٠٨٧٨٠٢٠٥	٢٢٣١٦٠٧٣	٢٤١٣٠١٧٠	٢١٨٦٣٨١٥	





نلاحظ من جدول ( ٤ — ٥ ) ، و جدول ( ٤ — ٦ ) أن الأعداد  
المخمنة الخامسة والسادسة قريبة من بعضها كما يتضح من الجدول (٤—٧) .

جدول ( ٤ — ٧ ) : الأعداد المخمنة الخامسة والسادسة .

العدد المخمن السادس	العدد المخمن الخامس
٩٠٠١٨٨,	٩٠٠١٨,
١,٠٠٠ ٠٠٠	١,٠٠٠٠٠
٩٦٦٧٦٩,	٩٦٦٦٧,
٧٣٩١٤٢,	٧٤٠٨٨,
٦٠٦٠٩٨,	٦٠٨٠٠,
٦٩٢٩٨٢,	٦٩٣٤٣,

ولحساب تشبعات المتغيرات بالمكون الأساس الأول تتبع الخطوات  
التالية :

١ - نوجد مربع الأعداد المخمنة النهائية كما يتضح من الجدول (٤-٨) -

جدول ( ٤ - ٨ ) : مربعات الأعداد الخمسة النهائية :

العدد المربع المخمّن	العدد المخمّن المقرب
٨١٠٠٠٠	٩٠٠
١,٠٠٠٠٠٠	١,٠٠٠
٩٣٥٠٨٩	٩٦٧
٥٤٦١٢٧	٧٣٩
٣٦٧٢٣٦	٦٠٦
٤٨٠٢٤٩	٦٩٣

٢ - نوجد حاصل جمع مربعات الأعداد ونقرب الناتج إلى ثلاث أرقام عشرية فنحصل على القيمة ٤,١٣٩ .

٣ - نوجد الجذر التربيعي للقيمة ٤,١٣٩ حيث يساوى ٢,٠٣٤٤

٤ - نوجد الجذر التربيعي للجذر السكامن الأول Latent Root للمصفوفة الأصلية وهو يساوى أكبر قيمة من قيم حواصل جميع الأعمدة في المصفوفة النهائية أى العدد ١٤٣١٠ من الجدول (٤-٦) والجذر التربيعي لهذا العدد بعد تقريبه يساوى ١,٥٥٢٤ .

٥ - نوجد تشبع المتغير الأول بالمكون الأساس الأول ، بقسمة العدد المخمّن للاختبار الأول على الجذر التربيعي لمجموع مربعات الأعداد المخمّنة وبضرب الناتج في الجذر التربيعي للجذر السكامن الأول أى أن :

$$\text{تشبع الاختبار الأول} = \frac{٩٠٠ \times ١٨٨}{٢,٠٣٤٤} = ٦٨٧$$

$$\text{تشبع الاختبار الثاني} = \frac{1,000,000}{2,0344} \times 1,0024 = 763,$$

$$\text{تشبع الاختبار الثالث} = \frac{966769}{2,0344} \times 1,0024 = 738,$$

$$\text{تشبع الاختبار الرابع} = \frac{739142}{2,0344} \times 1,0024 = 564,$$

$$\text{تشبع الاختبار الخامس} = \frac{606098}{2,0344} \times 1,0024 = 462,$$

$$\text{تشبع الاختبار السادس} = \frac{692982}{2,0344} \times 1,0024 = 529,$$

ومن الملاحظ أن مجموع مربعات هذه التشبعات يجب أن تساوى الجذر  
المكان ٢,٤١٠ .

ولحساب تشبع الاختبارات بالمكون الأساس الثاني تتبع الخطوات  
التالية:

١ — نوجد مصفوفة الارتباطات نتيجة تشبع المتغيرات بالمكون  
الأساس الأول كما في الطريقة المركزية لثريستون، كما هو واضح من  
المصفوفة المبينة بالجدول (٤-٩) .

جدول ( ٤ - ٩ ) : مصفوفة الارتباطات الناتجة من تشعبات المتغيرات  
بالمكون الأساسي الأول :

٥٢٩	٤٦٢	٥٦٤	٧٣٨	٧٦٣	٦٨٧		
٦	٥	٤	٣	٢	١		
٢٦٣	٣١٧	٣٨٧	٥٠٧	٥٢٤	٤٧٢	١	٦٨٧
٤٠٤	٣٥٣	٤٣٠	٥٦٣	٥٨٢	٥٢٤	٢	٧٦٣
٢٩٠	٣٤١	٤١٦	٥٤٥	٥٦٣	٥٠٧	٣	٧٣٨
٢٩٨	٢٦١	٣١٨	٤١٦	٤٣٠	٣٨٧	٤	٥٦٤
٢٤٤	٢١٣	٢٦١	٣٤١	٣٥٣	٣١٧	٥	٤٦٢
٢٨٠	٢٤٤	٢٩٨	٢٩٠	٤٠٤	٢٦٣	٦	٥٢٩

٢ - نطرح قيم مصفوفة الارتباطات نتيجة المكون الأساس الاول  
من قيم مصفوفة الارتباطات الاصلية فنحصل على مصفوفة البواقي الاولى  
المبينة بالجدول ( ٤ - ١٠ ) .

جدول ( ٤ — ١٠ ) : مصفوفة البواقي الأولى

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	العدد المخمن الأول
١	٥٢٨ و	٠٢١ - و	٢٦٥ - و	٢٧٧ - و	١٢٤ - و	١٥٢ - و	٩ :
٢	٠٢١ - و	٤١٨	٠٦٨ - و	١١٧ - و	٢٠٨ - و	١٧٥ - و	٥ :
٣	٢٦٥ - و	٠٦٨ - و	٤٥٥	٢٠٣ - و	١٨٣ - و	١٧٥ - و	١٠٠ :
٤	٢٧٧ - و	١١٧ - و	٢٠٣ - و	٦٨٢	١٤٩ و	٤٠٨ - و	٥ - :
٥	١٢٤ - و	٢٠٨ - و	١٨٣ - و	١٤٩ و	٧٨٧ و	١٣٢ - و	٩ - :
٦	١٥٢ - و	١٧٥ - و	٠٧٥ - و	٠٤٨ - و	١٣٢ - و	٧٢٠ و	٤ - :
	٣١١ - و	١٧١ - و	٣٣٩ - و	١٨٦ و	٢٨٩ و	١٣٨ و	

٣ — نوجد حاصل الجمع الجبرى لكل عمود فى مصفوفة البواقي الاولى ، ثم نقسم كل قيمة من قيم حاصل الجمع أى العدد ٣٣٩ ، وبذلك نحصل على الاعداد الخمسة الاولى .

٤ — ولحساب الاعداد الخمسة الثانية نوجد حاصل ضرب كل قيمة من قيم الاعداد الخمسة الاولى فى قيم الصف المقابل لها من مصفوفة البواقي الاولى فنحصل على مصفوفة جديدة كما فى الجدول ( ٤ — ١١ ) حيث نستخرج منها الاعداد الخمسة الثانية . ومن الملاحظ أن الاعداد الخمسة الثانية تختلف اختلافا واضحا عن الاعداد الخمسة الاولى . ولذلك لابد من إستخراج أعداد خمسة ثالثة بضرب كل قيمة من قيم الاعداد الخمسة الثانية فى قيم الصف المقابل لها من مصفوفة البواقي الاولى فنحصل على المصفوفة المبينة بالجدول ( ٤ — ١٢ ) .



جدول (٤-١١) : المصفوفة الناتجة من ضرب الأعداد المخمسة الأولى  
في مصفوفة البواقي الأولى

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	العدد المخمن الثاني
١	٤٧٥	٠١٩ -	٢٣٩ -	٢٤٩ -	١١٢ -	١٣٧ -	٤٥ -
٢	٠١١ -	٢٠٩	٠٣٤ -	٠٠٥٩ -	١٠٤ -	٠٨٨ -	٣٩ -
٣	٢٦٥ -	٠٦٨ -	٤٥٥	٢٠٣ -	١٨٣ -	٠٧٥ -	٤٢ -
٤	١٣٩	٠٥٩	١٠٢	٢٤١ -	٠٧٥ -	٠٣٤ -	٨٦
٥	١١٢	١٨٧	١٦٥	١٢٤ -	٧٠٨ -	١١٩	١٠٠
٦	٠٦١	٠٧٠	٠٣٠	٠١٩	٠٥٣	٣٢٨ -	٤٣
	٤١١	٤٣٨	٤٧٩	٩٦٧ -	١٢٩ -	٤٨٥ -	

جدول (٤-١٢) : المصفوفة الناتجة من ضرب الأعداد المخمسة الثانية  
في مصفوفة البواقي الأولى

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	العدد المخمن الثالث
١	٢٣٨ -	٠٠٩	١١٩	١٢٥	٠٥٦	٠٦٨	٥٠٩ -
٢	٠٠٨	١٦٣ -	٢٠٧	٠٤٦	٠٨١	٠٦٨	٤٧٥ -
٣	١١١	٠٢٩	١٩١ -	٠٨٥	٠٧٧	٠٣٢	٤٠٦ -
٤	٢٣٨ -	١٠١ -	١٧٥ -	٥٨٧	١٢٨	٠٤١ -	٩٠٦
٥	١٢٤ -	٢٠٨ -	١٨٣ -	١٤٩	٧٨٧	١٣٢ -	١٠٠٠
٦	٠٦٥ -	٠٧٥ -	٠٣٢ -	٠٢١ -	٠٥٧ -	٣١٠	٢٨٥
	٥٤٦ -	٥٠٩ -	٤٣٥ -	٩٧١	١٠٧٢	٣٠٥	

٥ - يتضح من جدول (٤ - ١١) ، و جدول (٤ - ١٢) أن الأعداد المخمئة الثانية تختلف إختلافا واضحا عن الأعداد المخمئة الثالثة ولذلك يلزم استخراج أعداد مخمئة رابعة . وهكذا نكرر العملية إلى أن نصل إلى تقارب الأعداد المخمئة في مصفوفتين متتاليتين قريبا كافيا .

جدول (٤ - ١٣) : المصفوفة الناتجة من ضرب الأعداد المخمئة الثالثة في مصفوفة البواقي الأولى

العدد المخمئ الرابع	٦	٥	٤	٣	٢	١	بقيّة
٥٠٨٠ - و	٠٧٧ و	٠٦٣ و	١٤١ و	١٣٥ و	٠١١ و	٢٦٩ - و	١
٤٦٧٩ - و	٠٨٣ و	٠٩٩ و	٠٥٦ و	٠٣٢ و	١٩٩ - و	٠١٠ و	٢
٣٦٢٥ - و	٠٣٠ و	٠٧٤ و	٠٨٢ و	١٨٥ - و	٠٢٨ و	١٠٨ و	٣
٩١٧٩ و	٠٤٣ - و	١٣٥ و	٦١٨ و	١٨٤ - و	١٠٦ - و	٢٥١ - و	٤
١٠٠٠٠ و	١٣٢ - و	٧٨٧ و	١٤٩ و	١٨٣ - و	٢٠٨ - و	١٢٤ - و	٥
١٩٦٤ و	٢٠٥ و	٠٣٨ - و	٠١٤ - و	٠٢١ - و	٠٥٠ - و	٠٤٣ - و	٦
	٢٢٠ و	١١٢٠ و	١٠٢٨ و	٤٠٦ - و	٥٢٤ - و	٥٦٩ - و	

جدول (٤ - ١٤): المصفوفة الناتجة من ضرب الأعداد المخمسة الرابعة  
في مصفوفة البواقي الأولى

العدد المخمن الخامس	٦	٥	٤	٣	٢	١	التغير
٥٠٨٩٠ -	٠٧٧	٠٦٣	١٤١	١٣٥	٠١١	٢٦٨ -	١
٤٥٢٨٥ -	٠٨٢	٠٩٧	٠٥٥	٠٢٢	١٩٦ -	٠١٠	٢
٣٣٩٨٦ -	٠٢٧	٠٦٦	٠٧٤	١٦٥ -	٠٢٥	٠٩٦	٣
٩٢١٧١	٠٤٤ -	١٣٧	٦٢٦	١٨٦ -	١٠٧ -	٢٥٤ -	٤
١,٠٠٠٠٠	١٣٢ -	٧٨٧	١٤٩	١٨٣ -	٢٠٨ -	١٢٤ -	٥
١٣٤٣٤	١٤١	٠٢٦ -	٠٠٩ -	٠١٥ -	٠٣٤ -	٠٣٠ -	٦
	١٥١	١,١٢٤	١,٠٣٦	٣٨٢ -	٥٠٩ -	٥٧٠ -	

جدول (٤ - ١٥): مصفوفة الناتجة من ضرب الأعداد المخمسة الخامسة  
في مصفوفة البواقي الأولى

العدد المخمن السادس	٦	٥	٤	٣	٢	١	التغير
٥٠٤٨٨٩ -	٠٧٧	٠٦٣	١٤١	١٣٥	٠١١	٢٦٩ -	١
٤٤٠٨٨٩ -	٠٧٩	٠٩٤	٠٥٣	٠٣١	١٨٩ -	٠١٠	٢
٣٢٨٠٠٠ -	٠٢٥	٠٦٢	٠٦٩	١٥٥ -	٠٢٣	٠٩٠	٣
٩٢٠٠٠٠٠	٠٤٤ -	١٣٧	٦٢٩	١٨٧ -	١٠٩ -	٢٥٥ -	٤
١,٠٠٠٠٠٠	١٣٢ -	٧٨٧	١٤٩	١٨٣ -	٢٠٨ -	١٢٤ -	٥
٠٨٩٧٧٨	٠٩٦	٠١٨ -	٠٠٦ -	٠١٠ -	٠٢٤ -	٠٢٠ -	٦
	١٠١	١,١٢٥	١,٠٣٥	٣٦٩ -	٤٩٦ -	٥٦٨ -	

من مصفوفة الجدول (٤ - ١٥) نجد أن الأعداد الخمسة السادسة مازالت تختلف عن الأعداد الخمسة الخامسة ولو أن هذا الاختلاف غير واضح بدرجة وضوحه بين الأعداد الخمسة السابقة . ولكي تقلل من هذا الاختلاف بدرجة أكبر يلزم إستخراج أعداد مخمئة سابعة . نوجد حاصل ضرب كل قيمة من الأعداد الخمسة السادسة في الصفت المقابل لها من مصفوفة البواقي الأولى فنحصل على المصفوفة الميئة بالجدول (٤ - ١٦) حيث يمكن إستخراج أعداد مخمئة سابعة .

جدول (٤ - ١٦) : المصفوفة الناتجة من ضرب الأعداد الخمسة السادسة في مصفوفة البواقي الأولى

العدد المخمئ السابع	٦	٥	٤	٣	٢	١	الرقم
٥٠٠٠٤٤٣٧	٠٧٧	٠٦٣	١٤٠	١٣٤	٠١١	٢٦٧—	١
٤٢٨٥٧١٤	٠٧٧	٠٩٢	٠٥٢	٠٣٠	١٨٤—	٠٠٩	٢
٢٢١٢٠٦٧	٠٢٥	٠٦٠	٠٦٧	١٤٩—	٠٢٢	٠٨٧	٣
٩١٤٨١٨١	٠٤٤—	١٣٧	٦٢٧	١٨٧—	١٠٨—	٢٥٥—	٤
١,٠٠٠,٠٠٠	١٣٢—	٧٨٧	١٤٩	١٨٣—	٢٠٨—	١٢٤—	٥
٠٦٠٣٣٧٢	٠٦٥	٠١٢—	٠٠٤—	٠٠٧—	٠١٦—	٠١٤—	٦
	٠٦٨	١.١٢٧	١.٠٣١	٢٦٢—	٤٨٣—	٥٦٤—	

يتضح من الجدول (٤ - ١٥) و (٤ - ١٦) أن الأعداد الخمسة السابعة تقترب من الأعداد الخمسة السادسة بدرجة أكبر . ونكتفي هنا بهذه الدرجة من التقارب التي يبينها الجدول (٤ - ١٧) .

جدول (٤ - ١٧) : الأعداد الخمسة السادسة والسابعة.

العدد المئتين السادس	العدد المئتين السابع
— ٥٠٤٨٨٩	— ٥٠٠٤٤٣٧
— ٤٤٠٨٨٩	— ٤٢٨٥٧١٤
— ٣٢٨٠٠٠	— ٣٢١٢٠٦٧
٩٢٠٠٠٠	٩١٤٨١٨١
١,٠٠٠٠٠٠	١,٠٠٠٠٠٠
٠,٨٩٧٧٨	٠,٦٠٣٣٧٢

ولحساب تشبع المتغيرات بالمكون الأساسي الثاني تتبع الخطوات التالية ::  
 ١ - نوجد مربعات الأعداد الخمسة النهائية بعد تقريبها إلى ثلاثة أرقام عشرية كما بالجدول (٤ - ١٨) وكذلك تقرب المربعات الناتجة إلى ثلاثة أرقام عشرية .

جدول (٤ - ١٨) : مربعات الأعداد الخمسة النهائية

العدد المئتين النهائي	مربع العدد
٥٠٠	٢٥٠
٤٢٩	١٨٤
٣٢١	١٠٣
٩١٥	٨٣٧
١,٠٠٠	١,٠٠٠
٠,٦٠	٠,٠٠٤



٢ - نوجد حاصل جمع مربعات الأعداد المخنمة لنحصل على القيمة ٢,٣٧٨ .

٣ - نوجد الجذر التربيعى للقيمة ٢,٣٧٨ حيث يساوى ١,٥٤٢١ .

٤ - نوجد الجذر التربيعى للجذر الكامن للمصفوفة ويساوى أكبر قيمة من قيم حواصل جمع الأعمدة فى المصفوفة النهائية أى القيمة ١,١٢٧ فنحصل على القيمة ١,٠٦١٦ .

٥ - نوجد تشبع الاختبار الأول بالمكون الأساسى الثانى بقسمة عدده المخمن على الجذر التربيعى لمجموع مربعات الأعداد المخنمة ونضرب الناتج فى الجذر التربيعى للجذر الكامن أى أن :

تشبع الاختبار الأول بالمكون الأساسى الثانى =

$$- (٠,٥٠٠) = ١,٠٦١٦ \times \frac{٠,٥٠٠}{١,٥٤٢١} = - ٠,٣٤٤$$

$$\text{تشبع الاختبار الثانى} = - (٠,٤٢٩) = ١,٠٦١٦ \times \frac{٠,٤٢٩}{١,٥٤٢١} = - ٠,٢٩٥$$

$$\text{تشبع الاختبار الثالث} = - (٠,٣٢١) = ١,٠٦١٦ \times \frac{٠,٣٢١}{١,٥٤٢١} = - ٠,٢٢١$$

$$\text{تشبع الاختبار الرابع} = ٠,٩١٥ = ١,٠٦١٦ \times \frac{٠,٩١٥}{١,٥٤٢١} = ٠,٦٣٠$$

$$\text{تشبع الاختبار الخامس} = \frac{١,٠٠٠}{١,٥٤٢١} \times ١,٠٦١٦ = ٠,٦٨٨$$

$$\text{تشبع الاختبار السادس} = \frac{٠,٦٠}{١,٥٤٢١} \times ١,٠٦١٦ = ٠,٤١$$

وبعد حساب تشبع المتغيرات بالمكون الأساسى الثانى ، نوجد مصفوفة

الارتباطات نتيجة هذه التشبعات كما هو مبين بالجدول ( ٤ - ١٩ ) ، ثم بطرح قيم هذه الارتباطات من مصفوفة البواقي الأولى نحصل على مصفوفه البواقي الثانية المبينة بالجدول ( ٤ - ٢٠ ) . وبتكرار العمليات التي أجريت على مصفوفة البواقي الأولى نحصل على تشبع المتغيرات بالمكون الأساسي الثالث . وهكذا إلى أن تثبت بمحكات دلالة العوامل التي سبق أن ذكرناها في الفصل الثالث ، أننا قد إستخلصنا ما يمكن إستخلاصه من عوامل ولم يعد هناك أى تباين ذو دلالة .

جدول ( ٤ - ١٩ ) : مصفوفة الارتباطات نتيجة تشبع المتغيرات بالمكون الأساسي الثاني .

	٣٤٤	٢٩٥	٢٢١	٦٣٠	٦٨٨	٠٠٤١
المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦
٣٤٤	١١٨	١٠١	٠٧٦	٢١٧	٢٢٧	٠٠١٤
٢٩٥	١٠١	٠٨٧	٠٦٥	١٨٦	٢٠٣	٠٠١٢
٢٢١	٠٧٦	٠٦٥	٠٤٩	١٢٩	١٥٢	٠٠٠٩
٦٣٠	٢١٧	١٨٦	١٢٩	٣٩٧	٤٢٣	٠٠٢٦
٦٨٨	٢٢٧	٢٠٣	١٥٢	٤٢٣	٤٧٣	٠٠٢٨
٠٠٤١	٠٠١٤	٠٠١٢	٠٠٠٩	٠٠٢٦	٠٠٢٨	٠٠٠٢

جدول ( ٤ — ٢٠ ) : مصفوفة البواقي الثانية

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	,٤١٠	,١٢٢—	,٣٤١—	,٤٩٤—	,٣٦١—	,١٦٦—
٢	,١٢٢—	,٣٣١	,١٢٣—	,٣٠٣—	,٤١١—	,١٨٧—
٣	,٣٤١—	,١٢٣—	,٤٠٦	,٢٤٢—	,٣٣٥—	,٠٨٤—
٤	,٤٩٤—	,٣٠٣—	,٢٤٢—	,٢٨٥	,٢٨٤—	,٠٧٤—
٥	,٣٦١—	,٤١١—	,٣٣٥—	,٢٨٤—	,٣١٤	,١٦٠—
٦	,١٦٦—	,١٨٧—	,٠٨٤—	,٠٧٤—	,١٦٠—	,٧١٨

نشر أخيراً هو تيلنج بحثاً قرر فيه أنه يمكن الإسراع من العمليات الحسابية بتحليل مصفوفة مشتقة من مصفوفة الارتباطات الأصلية ، بتريعها أو رفعها إلى الأس الرابع أو الثامن أو السادس عشر . ولتريع مصفوفة الارتباطات نضرب قيم كل صف في قيم الصفوف الأخرى بما في ذلك الصف في نفسه . ثم نوجد مجموع حاصل ضرب كل صفين ونضعه في الخلية المقابلة كما يلي :

الصف الأول من مصفوفة الارتباطات الأصلية يحتوي على القيم

١,٠٠٠ ، ٥٠٣ ، ٤٤٠ ، ١١٠ ، ١٩٣ ، ٢١١ و

نضرب كل قيمة في نفسها ثم نجمع الناتج لنحصل على المجموع ١,٥٤١ ونضع هذه القيمة في الخلية ( ١ ، ١ ) من المصفوفة المربعة الأولى . ثم نضرب كل قيمة من قيم الصف الأول أيضاً في قيم الصف الثاني من المصفوفة ذاتها أي القيم ٥٠٣ ، ١,٠٠٠ ، ٤٩٥ ، ٣١٣ ، ١٤٥ ، ٢٢٩ فنحصل على القيمة ١,٣٣٤ والتي نضعها في الخلية ( ٢ ، ١ ) من المصفوفة المربعة . وهكذا إلى أن نحصل على المصفوفة الميئة بالجدول ( ٤ — ٢١ ) .

نوجد الأعداد الخمسة الأولى وذلك بحساب حاصل جمع كل عمود ونقسم كل قيمة من قيم حاصل الجمع على أكبر قيمة . ثم بضرب الأعداد الخمسة الأولى كل في الصف المقابل له نحصل على المصفوفة المبينة بالجدول (٤-٢٢).

جدول ( ٤ - ٢١ ) : مصفوفة الارتباطات الأصلية المربعة

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	العدد المختار الأول
١	١,٥٤١	١,٢٣٤	١,٢٤٨	١,٢٠٢	٥٩٨	٧٢٦	٩
٢	١,٢٣٤	١,٦٦٩	١,٢٧٣	٩٠٢	٦١٩	٨١٤	١٠
٣	١,٢٤٨	١,٢٧٣	١,٦٠٨	٧٧٣	٥٩٥	٩٠٧	١٠
٤	١,٢٠٢	٩٠٢	٧٧٣	١,٢٨٦	٩٤٨	٧٠٨	٨
٥	٥٩٨	٦١٩	٥٩٥	٩٤٨	١,٢٦٥	٤٥١	٧
٦	٧٢٦	٨١٤	٩٠٧	٧٠٨	٤٥١	١,٢٧٢	٧
	٦,٠٤٩	٦,٧٢١	٦,٥٠٤	٥,٣١٩	٤,٤٧٦	٤,٨٧٨	

جدول ( ٤ - ٢٢ ) : مصفوفة الارتباطات الناتجة من حاصل ضرب  
الأعداد الخمسة الأولى في قيم الصفوف المقابلة لها من مصفوفة الارتباطات  
الأصلية المربعة

العدد الخمس الثاني	٦	٥	٤	٣	٢	١	المتغير
٩٠	٦٥٣	٥٢٨	٥٤٢	١ ١٢٣	١,٢١٠	١,٣٨٧	١
١,٠٠	٨١٤	٦١٩	٩٠٢	١,٢٧٣	١ ٦٦٩	١,٣٣٤	٢
٩٧	٩٠٧	٥٩٥	٧٧٣	١,٦٠٨	١,٣٧٣	١,٢٤٨	٣
٧٦	٥٦٦	٧٥٨	١ ١٥٩	٦١٨	٧٢٢	٤٨٢	٤
٦٢	٣١٦	٨٨٦	٦٦٤	٤١٧	٤٣٣	٤١٩	٥
٦٩	٨٩٠	٣١٦	٤٩٦	٦٣٥	٥٧٠	٥٠٨	٦
	٤,١٤٦	٣,٧١٢	٤,٤٨٦	٥,٧٧٤	٥,٩٧٧	٥,٢٧٨	

من الملاحظ أن الأعداد الخمسة الثانية تختلف بدرجة واضحة عن  
الأعداد الخمسة الأولى ولذلك يلزم حساب أعداد خمسة ثالثة . ويتم ذلك  
بضرب كل قيمة من الأعداد الخمسة الثانية في قيم كل صف مقابل لها من  
مصفوفة الارتباطات المربعة فنحصل على المصفوفة المبينة بالجدول ( ٤ - ٢٣ ) .



جدول ( ٤ — ٢٣ ) : مصفوفة الارتباطات الناتجة من حاصل ضرب  
الأعداد المخمئة الثانية في قيم الصفوف المقابلة لها من مصفوفة الارتباطات  
الأصلية المربعة

المقتر	١	٢	٣	٤	٥	٦	العدد المخمن الثالث
١	١,٢٨٧	١,٢١٠	١,١٢٣	١,٠٤٢	١,٠٣٨	١,٠٥٢	٩٠٠
٢	١,٢٣٤	١,٦٦٩	١,٣٧٣	١,٠٠٢	١,٠١٩	١,٠٨٤	١,٠٠٠
٣	١,٢١١	١,٣٣٢	١,٠٦٠	١,٠٥٠	١,٠٧٧	١,٠٨٠	٩٦٥
٤	٤٥٨	٦٨٦	٥٨٧	١,٠٥٣	١,٠٢٠	١,٠٢٨	٧٤٠
٥	٣٧١	٣٨٤	٣٦٩	٥٨٨	٧٨٤	٢٨٠	٦٠٧
٦	٥٠١	٥٦٢	٦٢٦	٤٨٩	٣١١	٨٧٨	٦٩٢
	٥,٢٦٢	٥,٨٤٣	٥,٦٢٨	٥,٣٢٤	٣,٥٤٩	٤,٠٤٣	

يتضح أن الاختلاف بين الأعداد المخمئة الثالثة والثانية أقل من  
الاختلاف بين الأعداد المخمئة الثانية والأولى . وبذلك يمكن اعتبار أن  
الأعداد المخمئة الثالثة هي الأعداد النهائية، ونبدأ في إيجاد تشعب الاختبارات  
بالمكونات الأساسية تبعا للعمليات التي سبق ذكرها .

ومن الجدير بالذكر أن عملية التربيع هذه قد أسرعنا من الوصول  
إلى أعداد مقتربه كما يدل على ذلك الأعداد المخمئة الثانية والثالثة ، في حين  
أننا لم نتوصل إلى هذا التقريب من مصفوفة الارتباطات الأصلية إلا بعد  
الوصول إلى العدد المخمن السادس . ويوضح هذا أن عملية تربيع المصفوفة  
قد ضاعفت سرعة التقارب بين الأعداد المخمئة . ومن الملاحظ أن الأعداد  
المخمئة تستخدم كما هي ، بينما يكون الجذر الكامن في حالة تربيع . ولا بد قبل  
إتمام العمليات الحسابية لإيجاد تشعب المتغيرات بالمكونات الأساسية من  
حساب الجذر التربيعي لمربع الجذر الكامن . فمربع الجذر الكامن من

المصفوفة النهائية يساوي ٨٤٣،٥ والجذر التربيعي لهذه القيمة يساوي ٢٨،٤١٧. وهي نفس القيمة التي حصلنا عليها من المصفوفة الأصلية عند استخراج المكون الاساسي الاول بدون تربيع مصفوفة الارتباطات الأصلية. فكلما زدنا من تربيع المصفوفة ازدادت سرعة تقارب الاعداد المخمنة. ويتبين ان هذه الطريقة تحتاج إلى الاحتفاظ بالعديد من الكسور العشرية. ويحسن عمليا الرجوع إلى المصفوفة الأصلية ثم حساب البواقي وتربيع مصفوفة البواقي.

ويمكن إجراء عملية التحليل بطريقة هوتيلنج بعمليات فيها بعض التعديل عن العمليات التي تناولناها كما يلي :

١ - نوجد مجموع أعمدة مصفوفة الارتباطات الأصلية فنحصل على قيم الصف  $\epsilon_j$  كما هو مبين بالجدول (٤ - ٢٤).

٢ - نقسم كل قيمة من قيم الصف  $\epsilon_j$  على أكبر قيمة في هذا الصف ، وندون النتائج في الصف  $\gamma_j$ .

٣ - نوجد مجموع حاصل ضرب قيم الصف  $\epsilon_j$  في قيم كل صف من المصفوفة وندون القيم التي نحصل عليها في الصف  $\epsilon_j$ . فمثلا نحصل على القيمة الاولى في الصف  $\epsilon_j$  هكذا :

قيم الصف الاول من مصفوفة الارتباطات الأصلية

هي : ١،٠٠٠ ، ٥٠٣ ، ٤٤٠ ، ١١٠ ، ١٩٣ ، ٢١١،

↓ ↓ ↓ ↓ ↓ ↓

قيم الصف  $\epsilon_j$  هي : ٢،٤٥٧ ، ٢،٦٨٥ ، ٢،٦٢١ ، ٢،٢٩٦ ، ٢،٠١٨ ، ٢،١١٧،

حاصل ضرب كل قيمتين متقابلتين كما هو مبين بالسهم

هي : ٢،٤٥٧ ١،٣٥١ ٢،٥٣ ٣٨٩ و ٤٤٧

و مجموع هذه القيم الاخيرة هي القيمة الاولى في الصف مجم . ونحصل على القيمة الثانية من مجموع حاصل ضرب كل قيمة من قيم الصف مجم في القيمة المقابلة لها في الصف الثاني من مصفوفة الارتباطات . وهكذا نوجد بقية قيم الصف مجم .

٤ - نقسم كل قيمة من قيم الصف مجم على أكبر قيمة في هذا الصف ونبدون النتائج في الصف ي .

جدول (٤ - ٢٤) : مصفوفة الارتباطات الاصلية

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	١,٠٠٠	٥٠٣	٤٤٠	١١٠	١٩٣	٢١١
٢	٥٠٣	١,٠٠٠	٤٩٥	٣١٣	١٤٥	٢٢٩
٣	٤٤٠	٤٩٥	١,٠٠٠	٣١٣	١٤٨	٣١٥
٤	١١٠	٣١٣	٢١٣	١,٠٠٠	٤١٠	٢٥٠
٥	١٩٣	١٤٥	١٤٨	٤١٠	١,٠٠٠	١١٢
٦	٢١١	٢٢٩	٣١٥	٢٥٠	١١٢	١,٠٠٠
٢٤	٢,٤٥٧	٢,٦٨٥	٢,٦٢١	٢,٢٩٦	٢,٠١٨	٢,١١٧
١٢	٩١٥١	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٨٥٥١	٧٥١٦	٧٨٨٥
٢٤	٦,٠٥٠	٦,٧١٥	٦,٥٠٦	٥,٢٢٠	٤,٤٧٣	٤,٨٧٦
٢٢	٩٦٨٩	١,٠٠٠	٩٦٨٩	٧٩٢٤	٦٧١٥	٧٢٦١

٥ - نقارن قيم الصف ي بقيم الصف ي فإذا اتفقت بدرجة الدقة المطلوبة فإن عملية التتابع تكون قد تمت ويمكن استخلاص تشبع المتغيرات . وإذا لم

نحصل على الدقة المرغوبة فإننا نواصل عملية القناع بتربيع المصفوفة. ويتضح من مثالنا هذا أن قيم الصف  $y$  لا تتفق مع قيم الصف  $y$ . ويلزم لذلك تربيع مصفوفة الارتباطات الأصلية فنحصل على المصفوفة المبينة بالجدول (٤ - ٢٥).

٦ - نوجد حاصل جمع كل عمود في المصفوفة المربعة وندون القيم الناتجة في الصف  $x$ . ولمراجعة العمليات الحسابية يجب أن تتساوى هذه القيم مع قيم  $x$  في مصفوفة الارتباطات الأصلية.

وإذا تساوت القيم ننقل قيم الصف  $y$  من مصفوفة الارتباطات الأصلية إلى الصف  $y$  في المصفوفة المربعة.

جدول (٤ - ٢٥): مصفوفة الارتباطات الأصلية المربعة

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	١,٥٤١	١,٢٣٤	١,٢٤٨	٦,٠٢	٥٩٨	٧٢٦
٢	١,٢٣٤	١,٦٦٩	١,٢٧٣	٩,٠٢	٦١٩	٨١٤
٣	١,٢٤٨	١,٢٧٣	١,٦٠٨	٧٧٣	٥٩٥	٩٠٧
٤	٦,٠٢	٩,٠٢	٧٧٣	١,٢٨٦	٩٤٨	٧٠٨
٥	٥٩٨	٦١٩	٥٩٥	٩٤٨	١,٢٦٥	٤٥١
٦	٧٢٦	٨١٤	٩٠٧	٧٠٨	٤٥١	١,٢٧٢
مجموع	٦,٠٤٩	٦,٧٢١	٦,٥٠٤	٥,٣١٩	٤,٤٧٦	٤,٨٧٨
$y$	٩٦٨٩	١,٠٠٠٠	٩٦٨٩	٧٩٢٤	٦٧١٥	٧٢٦١
مجموع	٣٥,٢٨٠	٣٩,٧٥٦	٣٨,٤٣٤	٢٩,٨٠٥	٢٤,٩٣١	٢٧,٨٨٧
$x$	٨٧٤	١,٠٠٠٠	٩٦٦٧	٧٤٩٧	٦٢٧١	٧٠١٥

٧ -- وللحصول على قيم الصف  $\epsilon$  ، نوجد مجموع حاصل ضرب قيم الصف  $\epsilon$  في قيم كل صف على حدة من المصفوفة المربعة .

٨ -- نقسم كل قيمة من قيم الصف  $\epsilon$  على أكبر قيمة من قيم هذا الصف فنحصل على القيم التي ندونها بالصف  $\gamma$  .

٩ -- نقارن قيم الصفين  $\gamma$  و  $\epsilon$  ، فإذا اتفقت هذه القيم بالدرجة المرغوب فيها من الدقة فإن عمليات التتابع تكون قد اكتملت . وإذا لم يحدث الاتفاق فإن عملية التتابع يجب أن تستمر ، وذلك بحساب مصفوفة جديدة من مصفوفة الارتباطات الأصلية مرفوعة إلى الأس الرابع فإذا لم يحدث الاتفاق نحسب مصفوفة جديدة أخرى مرفوعة إلى الأس الثامن وهكذا ، إلى أن تتفق قيم صفين متتالين .

وفي مثالنا هذا يتضح أن قيم الصفين  $\gamma$  و  $\epsilon$  لا تتفق بالاتفاق المرغوب فيه ولذلك نحسب مصفوفة جديدة من مصفوفة الارتباطات الأصلية مرفوعة إلى الأس الرابع فنحصل على المصفوفة المبينة بالجدول ( ٤ - ٢٦ ) .



جدول ( ٤ - ٢٦ ) : مصفوفة الارتباطات الأصلية مرفوعة إلى الأس الرابع

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	٦,٩٦٠	٧,٥٠٠	٧,٢٤١	٥,٠١١	٤,١٤٥	٤,٩٥٦
٢	٧,٥٠٠	٨,٣١٣	٧,٩٦٨	٥,٧٨٢	٤,٦٥٣	٥,٥٢٥
٣	٧,٢٤١	٧,٩٦٨	٧,٨٠٤	٥,٥٠٩	٤,٤٤٨	٥,٤٥١
٤	٥,٠١١	٥,٧٨٢	٥,٥٠٩	٥,٠٩٥	٤,٢١٠	٤,١٨٢
٥	٤,١٤٥	٤,٦٥٣	٤,٤٤٨	٤,٢١٠	٣,٧٩٧	٣,٢٩٤
٦	٤,٩٥٦	٥,٥٢٥	٥,٤٥١	٤,١٨٢	٣,٢٩٤	٤,٢٣٥
مجموع	٣٥,٨١٣	٣٩,٧٤١	٣٨,٤٢١	٢٩,٧٨٩	٢٤,٥٤٧	٢٧,٧٤٣
ي	٩,٠١٢	١,٠٠٠٠	٩,٦٦٨	٧,٤٩٦	٦,١٧٧	٦,٩٨١
و	٢١٧٨٦	٢,٤١٦٠	٢,٣٣٥٥	١,٧٩٥٤	١,٤٧٤٩	١,٦٧٨٤
مجموع و	١٠,٠٠٨٥٥					
المجموع و	٣,١٧٥					
١						
المجموع و	٣,١٥٠					

١٠ - نقارن قيم الصف ي التي حصلنا عليها بعد رفع مصفوفة الارتباطات الأصلية إلى الأس الرابع بقيم الصف ي فنجد أنها متقاربة ويمكن أن نعتبرها متفقة . وبهذا ننتهي من عملية التتابع . ولإيجاد تشبعات المكون الاساسي الاول تتبع الخطوات التالية :

( م ٧ - التحليل العائلي )

- ١ — نوجد مجموع حاصل ضرب قيم كل صف من مصفوفة الارتباطات الأصلية في قيم الصف  $y$  ، وندون القيم التي نحصل عليها في الصف  $w$  .
- ٢ — نوجد تشبع كل متغير بالمكون الاساسى الاول باستخدام المعادلة التالية .

$$\frac{v^w}{\sum v^w} = v^t$$

حيث  $w$  و  $y$  هي مجموع حاصل ضرب قيم الصف  $y$  في قيم الصف  $w$  .  
وتساوى هذه القيمة هنا ٠,٨٥٥ و جذرها التربيعى ٠,٩٢٥ ومقلوبها يساوى ٠,٣١٥٠ . وبضرب كل قيمة من قيم الصف  $w$  في مقلوب الجذر التربيعى للقيمة  $w$  و أى القيمة ٠,٣١٥٠ نحصل على تشبع المتغيرات بالمكون الاساسى الاول التالية : ٠,٦٨٦ ، ٠,٧٦١ ، ٠,٧٣٦ ، ٠,٥٦٦ ، ٠,٤٦٥ ، ٠,٥٢٩ و على الترتيب . ولإيجاد تشبع المتغيرات بالمكون الاساسى الثانى تتبع الخطوات التالية :

- ١ — نوجد مصفوفة الارتباطات من تشبع المتغيرات بالمكون الاساسى الاول فنحصل على المصفوفة المبينة بالجدول ( ٤-٢٧ ) .

- ٢ — ثم نطرح مصفوفة الارتباطات نتيجة تشبع الاختبارات بالمكون الاساسى الاول من مصفوفة الارتباطات الأصلية فنحصل على مصفوفة البواقي الاولى المبينة بالجدول ( ٤-٢٨ ) .

جدول (٤-٢٧) : مصفوفة الارتباطات نتيجة المكون الاساسى الاول

		المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦
٦٨٦	١	٤٧١	٥٢٢	٥٠٥	٣٨٨	٣١٩	٢٦٣	٢٨٠
٧٦١	٢	٥٢٢	٥٧٩	٥٦٠	٤٣١	٣٥٤	٢٦٣	٢٨٠
٧٢٦	٣	٥٠٥	٥٦٠	٥٤٢	٤١٧	٣٤٢	٢٦٣	٢٨٠
٥٦٦	٤	٣٨٨	٤٣١	٤١٧	٣٢٠	٢٦٣	٢٦٣	٢٨٠
٤٦٥	٥	٣١٩	٣٥٤	٣٤٢	٢٦٣	٢٦٣	٢٦٣	٢٨٠
٥٢٩	٦	٢٦٣	٢٦٣	٢٦٣	٢٦٣	٢٦٣	٢٦٣	٢٨٠

جدول (٤-٢٨) : مصفوفة البواقي الاولى

		المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	٥٢٩	٠١٩	٠٦٥	٢٧٨	١٢٦	١٥٢	١٢٦	١٥٢
٢	٠١٩	٤٢١	٠٦٥	١١٨	٢٠٩	١٧٤	٢٠٩	١٧٤
٣	٠٦٥	٠٦٥	٤٥٨	٢٠٤	١٨٤	٠٧٤	١٨٤	٠٧٤
٤	٢٧٨	١١٨	٢٠٤	٦٨٠	١٤٧	٠٤٩	١٤٧	٠٤٩
٥	١٢٦	٢٠٩	١٨٤	١٤٧	٧٨٤	١٣٤	٧٨٤	١٣٤
٦	١٥٢	١٧٤	٠٧٤	٠٤٩	١٣٤	٧٢٠	١٣٤	٧٢٠

٣ — وبتطبيق نفس الخطوات التى إتبعناها مع مصفوفة الارتباطات الاصلية نحصل على تشبع المتغيرات بالمكون الاساسى الثانى . وهكذا إلى أن نحصل على مصفوفة بواقي لا يمكن أن نستخلص منها عوامل ذات دلالة.

وما تناولناه عن طريقة المكونات الأساسية هو تيلنج يقوم على استخدام الوحدات في الخلايا القطرية الرئيسية . والطريقة كوسيلة حسابية يمكن استخدامها بدلا من الطريقة المركزية للحصول على تشبع المتغيرات بالعوامل المشتركة باستخدام الاشتراكات بدلا من الوحدات في الخلايا القطرية . وتمتاز هذه الطريقة على الطريقة المركزية في أنها تستخلص أقصى قدرا من التباين بين المتغيرات في العوامل المتتابعة .

---

## الفصل ٥

### طريقة الاحتمال الأقصى

#### The Maximum Likelihood Method

لقد استخدم لولي Lawely طريقة الاحتمال الأقصى التي وضعها فيشر في تقدير تشبع العوامل وتقوم هذه الطريقة على إستخلاص أكبر قدر ممكن من البيانات التي تتضمنها مادة البحث ، لكن هناك بعض الفروض الأساسية اللازمة عند تطبيق هذه الطريقة . ويقرر الفرض الأول أن كل من درجات الاختبار والعوامل يجب أن تكون موزعة توزيعاً إعتدالياً . وقد يوجه بعض النقد إلى التوزيع الإعتدالي إلا أنه يبدو أن الإبتعاد أو الحيود عنه ليس فيه إلا خطورة قليلة . ويتعلق الفرض الثاني بتقرير عدد العوامل العامة والخاصة حيث يجب تحديد عدد هذه العوامل تحديداً مبدئياً .

تميز هذه الطريقة بأنها تؤدي إلى تقديرات دقيقة لتشبع العوامل بدرجة كبيرة . كما أنها تقدم وسيلة تقوم على اختبار كاي<sup>٢</sup> ، لتقرير مدى دلالة العوامل التي نستخلصها ، لكنها تتطلب جهداً كبيراً في العمليات الحسابية .

ولشرح هذه الطريقة سنتناول مثالا عددياً استخدمه لولي . فقد طبق ثمانية اختبارات على ٤٣ فرداً ، وحصل على الارتباطات الميئة بالجدول ( ٥ - ١ ) مع وضع الوحدات في الخلايا القطرية . وإفترض لولي وجود عاملين مشتركين مع بعض العوامل الخاصة لتفسير ارتباطات الاختبارات فيما بينها .



جدول (١-٥): مصفوفة الارتباطات الأصلية

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
١	١,٠٠	٣١٢,٠	٤٠٥,٠	٤٥٧,٠	٥٠٠,٠	٣٥٠,٠	٥٢١,٠	٥٦٤,٠
٢	٣١٢,٠	١,٠٠٠,٠	٤٦٠,٠	٣١٦,٠	٢٧٩,٠	١٧٣,٠	٢٣٩,٠	٢٨٨,٠
٣	٤٠٥,٠	٤٦٠,٠	١,٠٠٠,٠	٣٩٤,٠	٣٨٠,٠	٢٥٨,٠	٤٣٣,٠	٣٢٢,٠
٤	٤٥٧,٠	٣١٦,٠	٣٩٤,٠	١,٠٠٠,٠	٤٦٠,٠	٢٢٢,٠	٥١٦,٠	٤٨٦,٠
٥	٥٠٠,٠	٢٧٩,٠	٣٨٠,٠	٤٦٠,٠	١,٠٠٠,٠	٢٣٩,٠	٤٤١,٠	٤١٧,٠
٦	٣٥٠,٠	١٧٣,٠	٢٥٨,٠	٢٢٢,٠	٢٣٩,٠	١,٠٠٠,٠	٣٠٢,٠	٢٦٢,٠
٧	٥٢١,٠	٢٣٩,٠	٤٣٣,٠	٥١٦,٠	٤٤١,٠	٣٠٢,٠	١,٠٠٠,٠	٥٤٧,٠
٨	٥٦٤,٠	٢٨٨,٠	٣٢٢,٠	٤٨٦,٠	٤١٧,٠	٢٦٢,٠	٥٤٧,٠	١,٠٠٠,٠

وتتبع في تحليل هذه المصفوفة طريقة التقريب المتتابع Successive Approximation حيث يقترب تشبع الإختبارات من القيم النهائية في خطوات متتالية . وتبدأ العمليات الحسابية بوضع قيم إفتراضية للتشبعات . ويمكن إستخدام طريقة أخرى في تحديد قيم هذه التشبعات كإستخدام الطريقة المركزية مثلا . ومن الملاحظ أنه كلما كانت القيم الإفتراضية قريبة من التشبعات الحقيقية ، كلما إحتجنا إلى خطوات أقل من العمليات الحسابية . ونفترض في هذا المثال التشبعات المبينة بالجدول ( ٥ - ٢ ) .

جدول ( ٥ - ٢ ) : تشبع الاختبارات بالعاملين المشتركين

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
تشبع العامل الأول	٧٣	٥٠	٦٦	٦٦	٦٢	٤٠	٧٣	٧٠
تشبع العامل الثاني	١٧	٢٧-	٤٧-	٠٨	٠٦	٠٢	١٠	٢٩
التباين الخاص	٤٣٨٢	٦٧٧١	٣٤٣٥	٥٥٨٠	٦١٢٠	٨٣٩٦	٤٥٧١	٤٢٥٩

نحسب قيمة التباين الخاص لكل اختبار بطرح مجموع مربع التشبعات من التباين الكلى الذى يساوى الوحدة . فمثلا مربع تشبع الاختبار الأول بالعامل الأول يساوى  $٧٣ \times ٧٣ = ٥٦١٨$  . ومربع تشبعه بالعامل الثانى يساوى  $١٧ \times ١٧ = ٢٨٩$  .

مجموع مربع التشبعين  $٥٣٢٩ = ٥٦١٨ + ٢٨٩$  ،  
تباين الاختبار الخاص  $١,٠٠٠ = ٥٦١٨ - ٤٣٨٢$  ، وهكذا  
بالنسبة لبقية الاختبارات .

ويمكن من جدول الارتباطات الاصلية وجدول تشبع الاختبارات بالعاملين المشتركين حساب قيم أخرى للتشبعات . ويتم ذلك بالخطوات التالية :

١ - نقسم قيم تشبع الاختبارات الثمانية بالعامل الاول على القيم المقابلة للتباين الخاص لكل اختبار . فمثلا نقسم تشبع الاختبار الاول بالعامل الاول ( ٧٣ ) على تباينه ( ٤٣٨٢ ) لنحصل على القيمة ١,٦٦٦ . وهكذا نحصل على القيم الاخرى ثم ندونها فى الصف : المبين بالجدول ( ٥ - ٣ ) .

٢ - نوجد مجموع حاصل ضرب قيم الصف ١ فى كل صف على حدة من مصفوفة الارتباطات الاصلية هكذا :

## قيم الصف الاول من مصفوفة الارتباطات الاصلية

١,٠٠٠ , ٣١٢ , ٤٠٥ , ٤٥٧ , ٥٠٠ , ٣٥٠ , ٥٢١ , ٥٦٤

↓ ↓ ↓ ↓ ↓ ↓ ↓ ↓

قيم الصف ا ١.٦٦٦ , ٧٣٨ , ١,٩٢١ , ١,١٨٣ , ١,٠١٣ , ٤٧٦ , ١,٥٩٧ , ١,٦٤٤

نوجد حاصل ضرب كل قيمتين متقابلتين لنحصل على القيم التالية :

١,٦٦٦ , ٢٣٠ , ٧٧٨ , ٥٤٠ , ٥٠٧ , ١٦٦ , ٨٣٢ , ٩٢٧

ثم نوجد حاصل جمع كل هذه القيم فنحصل على القيمة ٥,٦٤٧ .  
وهكذا بالنسبة لبقية صفوف جدول الارتباطات وندون القيم في الصف  
من الجدول ( ٥ - ٣ ) .

٣ - نوجد باقى طرح كل قيمة من تشعب الاختبارات بالعامل الاول  
من القيم المقابلة في الصف ب . فالقيمة الاولى في الصف ب ( ٥,٦٤٧ ) ،  
والقيمة الاولى من جدول التشعبات ( ٧٣ ) ، فيكون باقى طرح القيمتين هو  
القيمة ٤,٩١٧ . وهكذا نكرر حساب بقية القيم وندونها في الصف س  
بالجدول ( ٥ - ٣ ) .

٤ - نوجد مجموع حاصل ضرب كل قيمة من الصف ا في القيمة المقابلة  
لها من الصف س ، لنحصل على القيمة هـ<sup>٢</sup> . ثم نوجد الجذر التربيعى

لقلوب هذه القيمة أى  $\sqrt{\frac{1}{h^2}}$  حيث يساوى ١,٤٧٨٩

٥ - ولحساب تشعب الاختبارات الجديدة بالعامل الاول ، نوجد

حاصل ضرب القيمة  $\sqrt{\frac{1}{h^2}}$  فى كل قيمة من قيم الصف س ،

فنحصل على الصف و الذى تمثل قيمه التشعبات الجديدة .

جدول ( ٥ - ٣ ) : حساب تشبع الاختبارات بالعامل الأول

	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	
أ	١,٦٤٤	١,٥٩٧	١,٤٧٦	١,٠١٣	١,١٨٣	١,٩٢١	١,٧٣٨	١,٦٦٦	١
ب	٥,٤١٢	٥,٦٤٧	٣,١٠٠	٤,٨٣٠	٥,١٢٩	٥,١٢٢	٣,٨٩٥	٥,٦٣٧	٢
س	٤,٧١٢	٤,٩١٧	٢,٧٠٠	٤,٢١٠	٤,٤٦٩	٤,٤٧٢	٣,٣٩٥	٤,٩١٧	٣
د	١,٦٩٧	١,٧٢٧	١,٣٩٩	١,٦٢٣	١,٦٦١	١,٦٦١	١,٥٠٢	١,٧٢٧	٤

٦ - توجد مصفوفة الارتباطات نتيجة تشبع الاختبارات بالعامل الأول الميئة بالجدول ( ٥ - ٤ ) ثم بطرح قيم هذه المصفوفة من قيم مصفوفة الارتباطات الأصلية نحصل على مصفوفة البواقي الأولى كما بالجدول ( ٥ - ٥ ) .

٧ - للحصول على تشبع الاختبارات بالعامل الثاني تتناول مصفوفة البواقي الأولى بنفس العمليات التي سبق ذكرها مع استخدام تشبع الاختبارات بالعامل الثاني .

جدول ( ٥ - ٤ ) : مصفوفة الارتباطات نتيجة تشبع الاختبارات  
بالعامل الأول

	المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
٧٢٧	١	٥٢٩	٣٦٥	٤٨١	٤٨١	٤٥٢	٢٩٠	٧٢٧	٦٩٧
٥٠٢	٢	٣٦٥	٢٥٢	٣٢٢	٣٢٢	٣١٣	١٩٠	٣٦٥	٣٥٠
٦٦١	٣	٤٨١	٣٣٢	٤٣٧	٤٢٧	٤١٢	٢٦٤	٤٨١	٤٦٢
٦٦١	٤	٤٨١	٣٣٢	٤٢٧	٤٣٧	٤١٢	٢٦٤	٤٨١	٤٦١
٦٢٣	٥	٤٥٢	٣١٢	٤٦٢	٤١٢	٣٨٨	٢٤٩	٤٥٣	٤٣٤
٣٩٩	٦	٢٩٠	٢٠٦	٢٦٤	٢٦٤	٢٤٩	١٥٩	٢٩٠	٢٧٨
٧٢٧	٧	٥٢٩	٣٦٥	٤٨١	٤٨١	٤٥٢	٢٩٠	٥٢٩	٥٠٧
٦٩٧	٨	٥٠٧	٣٥٠	٤٦١	٤٦١	٤٣٤	٢٧٨	٥٠٧	٤٨٦



جدول (٥-٥) : مصفوفة البوابات الأولى

الترتيب	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
١	٤٧١	,٠٥٣	,٠٧٦-	,٠٢٤-	,٠٤٧	,٠٦٠	,٠٠٨-	,٠٥١
٢	,٠٥٣-	,٧٤٨	,١٢٨	,٠١٦-	,٠٣٣-	,٠٣٣-	,٠٢٦-	,٠٦٢-
٣	,٠٧٦-	,١٢٨	,٠٦٣	,٠٤٣-	,٠٣٢-	,٠٠٦-	,٠٤٨-	,١٣٨-
٤	,٠٢٤-	,٠١٦-	,٠٤٣-	,٠٦٣	,٠٤٨	,٠٤٢	,٠٣٥	,٠٢٥
٥	,٠٤٧	,٠٣٣-	,٠٣٣-	,٠٤٨	,٦١٢	,٠١٠-	,٠١١-	,٠١٧-
٦	,٠٦٠	,٠٣٣-	,٠٠٦-	,٠٤٢-	,٠١٠-	,٨٤١	,٠١٢	,٠١٦-
٧	,٠٠٨-	,٠٢٦-	,٠٤٨-	,٠٣٥	,٠١١-	,٠١٢	٤٧١	,٠٤٠
٨	,٠٥١-	,٠٦٢-	,١٣٨-	,٠٢٥	,٠١٧-	,٠١٦-	,٠٤٠	,٥١٤

وهناك طريقة أخرى مختصرة لحساب تشبع الاختبارات بالعامل الثاني تقوم على استخدام مصفوفة الارتباطات الأصلية وتتلخص خطواتها فيما يلي :

١ - نقسم كل قيمة من تشبع الاختبارات بالعامل الثاني على القيمة المقابلة لها من التباين الخاص لكل اختبار . فتشبع الاختبار الأول بالعامل الثاني ١٧، وتباين الاختبار الخاص ٤٣٨٢، فيكون خارج قسمة ١٧، على ٤٣٨٢، مساويا للقيمة ٣٨٨، التي ندونها في الصف هـ من الجدول (٥-٦) وهكذا نحصل على القيم الأخرى في الصف .

٢ - نوجد المجموع الكلي لحاصل ضرب قيم الصف هـ في كل صف على حدة من مصفوفة الارتباطات الأصلية هكذا :

قيم الصف الأول من مصفوفة الارتباطات الأصلية

١,٠٠٠ ٣١٢ ٤٠٥ ٤٥٧ ٥٠٠ ٣٥٠ ٥٢١ ٥٦٤

قيم الصف هـ ٣٨٨ — ٣٩٩ — ١,٣٦٨ ١٤٣ ٠٩٨ ٠٢٤ ٢١٩ ٦٨١  
ثم نوجد حاصل ضرب كل قيمتين متقابلتين فنحصل على القيم التالية :

٣٨٨ — ١٢٤ — ٥٥٤ ٠٦٥ ٠٤٩ ٠٠٨ ١١٤ ٣٨٤

ثم نوجد حاصل جمع كل هذه القيم لنحصل على القيمة ٠,٣٣٠ نكرر  
هذه العملية بالنسبة لبقية صفوف جدول الارتباطات الأصلية وندون  
القيم في الصف و من الجدول ( ٥ — ٦ ) .

٣ — نوجد قيم الصف ز من الجدول ( ٥ — ٦ ) وذلك بطرح كل  
قيمة من قيم تشيع الاختبارات بالعامل الثانى من القيم المقابلة لها بالصف و ،  
ثم نطرح من باقى الطرح ، قيمة حاصل ضرب القيمة المقابلة من الصف و  
من الجدول ( ٥ — ٥ ) فى معامل التصحيح هكذا :

باقى طرح قيمة تشيع الاختبار الأول بالعامل الثانى من القيمة المقابلة  
من الصف و = ٣٣٠ — ١٧٠ = ١٦٠ ، معامل التصحيح يساوى المجموع  
الكلى لحاصل ضرب كل قيمة من قيم الصف هـ فى القيمة المقابلة لها من  
الصف و أى — ٠,٢٣٤

وحاصل ضرب القيمة الأولى من الصف و فى معامل التصحيح  
= ٧٢٧ × — ٠,٢٣٤ = — ٠,١٧ ، فتكون القيمة الأولى من الصف ز  
فى الجدول ( ٥ — ٦ ) = ١٦٠ — ( — ٠,١٧ ) = ١٦٠ + ٠,١٧ = ١٧٧ ،  
والقيمة الثانية تبعاً لذلك = ( — ٥٦٠ ) — ( — ٢٧٠ ) — ( — ٥٠٢ ) × ( — ٠,٢٣٤ )  
= — ٢٩٠ + ٠,١٢ = — ٢٧٨

وهكذا تتبع نفس العمليات لحساب بقية قيم الصف ز .  
ومن الجدير بالذكر أنه كلما زاد عدد العوامل زاد عدد عوامل التصحيح

التي نستخدمها في إزالة أثر الارتباطات نتيجة تشبع الاختبارات بالعوامل .  
ومن الملاحظ أن عدد معاملات التصحيح تقل بمقدار واحد عن عدد  
العوامل التي يراد حساب التشبعات بها . وبعبارة أخرى إذا كان هناك عدد  
ر من العوامل فإن عدد معاملات التصحيح يساوى ر - ١ .

٤ - بعد إيجاد قيم الصف ز، نحسب القيمة ل<sub>٢</sub> وذلك بإيجاد المجموع  
الكلي لحاصل ضرب كل قيمة من قيم الصف هـ في القيمة المقابلة لها في  
الصف ز . ثم نوجد الجذر التربيعي لمقلوب القيمة ل<sub>٢</sub> أي

$$\frac{1}{\sqrt{L_2}} = \frac{1}{L_2}$$

$$\text{فالقيمة ل}_2 = 11080 \quad \therefore \frac{1}{\sqrt{L_2}} = 9500$$

٥ - ولحساب تشبع الاختبارات الجديدة بالعامل الثاني، نوجد حاصل

ضرب  $\frac{1}{\sqrt{L_2}}$  في كل قيمة من قيم الصف ز . فتشبع الاختبار الأول الجديد  
بالعامل الثاني = ١٧٧ ، و ٩٥٠٠ × ١٦٨ = ١٦٨ ، وهكذا بالنسبة لبقية القيم  
والتي ندونها في الصف ح .

جدول ( ٥ - ٦ ) : حساب تشبع الاختبارات بالعامل الثاني

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
هـ	٣٨٨	-٣٩٩	١٣٦٨	١٤٣١	٠٩٨	٠٢٤	٢١٩	٦٨١
ر	٣٣٠	-٥٦٠	٩٨٠	١٥٠	١١٣	٠٣٨	١٩٠	٥٨٠
ز	١٧٧	-٢٧٨	٤٩٥	٠٨٥	٠٦٨	٠٢٧	١٠٧	٣٠٦
ح	١٦٨	-٢٦٤	٤٧٠	٠٨١	٠٦٥	٠٢٦	١٠٢	٢٩١

وإذا كان هناك إختلاف واضح بين التشبعات الجديدة والتشبعات التي نبدأ بها التحليل ، فإننا نكرر العمليات التي تناولناها باستخدام التشبعات الجديدة لنصل إلى تشبعات جديدة أخرى . وهكذا إلى أن يقل الإختلاف بين التشبعات التي نبدأ بها التحليل والتشبعات التي نستخلصها . ومن الجدير بالذكر أننا نحتاج عادة تكرار إستخلاص التشبعات مرة واحدة ، وذلك لأن التشبعات التي نبدأ بها التحليل غالباً ما تكون قريبة من التشبعات الحقيقية التي نحاول إستخلاصها . ويتضح ذلك من الجدول ( ٥ - ٧ ) الذي يبين تشبع الاختبارات النهائية بالعاملين وتشبع الاختبارات التي بدأنا بها عملية التحليل .

جدول ( ٥ - ٧ ) : مقارنة تشبع الاختبارات النهائية بتشبعاتها التي بدأنا بها التحليل

٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	
٦٩٤	٧٢٦	٢٩٩	٦٢٣	٦٦١	٦٦٤	٥٠٣	٧٢٥	تشبع الاختبارات بالعامل الأول
٢٩١	١٠٦	٠٢٧	٦٠٩	٠٨٧	٤٦٨ -	٢٦١ -	١٧٢	تشبع الاختبارات بالعامل الثاني
٤٣٤	٤٦٢	٨٤٠	٦٠٧	٥٥٦	٣٤٠	٦٧٩	٤٤٥	التباين الخاص

ويمكن بعد إستخلاص العوامل أن نخضعها لعملية التدوير حتى نصل بها إلى وضع سيكولوجي نرتضيه . ولكن يجب قبل عملية التدوير أن نتأكد من دلالة العوامل . وهذا أمر تواجهه طرق التحليل العامل المختلفة حيث يجب ألا يكون الهدف من التحليل هو مجرد إستخلاص العوامل دون معرفة دلالها . والنقد الموجه إلى غالبية طرق التحليل يأتي من أنها لا تحدد لنفسها من مقاييس الدلالة ما يمكن أن نستخدمه بدقة في تقرير ما إذا كانت العوامل المستخلصة ذات دلالة أم لا . وتقدم طريقة الاحتمال

الأقصى وسيلة مرضية لقياس دلالة العوامل التي نستخلصها ، بشرط أن يكون عدد أفراد العينة التي نطبق عليها الاختبارات كبيرا نوعا . ويتم قياس دلالة التشبعات بالخطوات التالية :

١ — نوجد مصفوفة البواقى بعد إستبعاد أثر الارتباطات نتيجة تشبع المتغيرات بالعاملين . ويستخدم لهذا الغرض التشبعات النهائية التي ينتهى إليها التحليل . ثم ندخل قيم التباين الخاص لكل اختبار فى الخلايا القطرية من مصفوفة البواقى فنحصل على المصفوفة المهيئة بالجدول (٥ - ٨) .

جدول (٥ - ٨) : مصفوفة البواقى

٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	٠
٠٠١١	٠٠٢٤	٠٠٠٦	٠٠٣٦	٠٠٣٧	٠٠٠٤	٠٠٠٨	٠٤٤٥	١
٠٠١٥	٠٠٠١	٠٠٢١	٠٠١٦	٠٠٠٦	٠٠٠٤	٠٦٧٩	٠٠٠٨	٢
٠٠٠٢	٠٠٠١	٠٠٠٦	٠٠٠١	٠٠٠٢	٠٣٤٠	٠٠٠٤	٠٠٠٤	٣
٠٠٠٢	٠٠٢٧	٠٠٤٤	٠٠٤٢	٠٠٠٦	٠٠٠٤	٠٠٠٦	٠٠٣٧	٤
٠٠٣٥	٠٠١٩	٠٠١١	٠٠٦٧	٠٠٤٢	٠٠٠١	٠٠١٦	٠٠٣٦	٥
٠٠٢٣	٠٠٠٩	٠٨٤٠	٠٠١١	٠٠٤٤	٠٠٠٦	٠٠٢١	٠٠٠٦	٦
٠٠١٢	٠٤٦٢	٠٠٠٩	٠٠١٩	٠٠٢٧	٠٠٠١	٠٠٠١	٠٠٢٤	٧
٠٤٣٤	٠٠١٢	٠٠٢٣	٠٠٣٥	٠٠٠٢	٠٠٠٢	٠٠١٥	٠٠١١	٨

٢ — من مصفوفة البواقى هذه يمكن حساب المعيار الذى نرمز له بالرمز  $\chi^2$  لنقرر ما إذا كان إفتراض وجود عاملين فقط يجب قبوله أو رفضه . نوجه مربع كل قيمة من قيم مصفوفة البواقى ثم نقسم مربع القيمة



على حاصل ضرب قيمتي الخليتين القطريتين المقابلتين ، هكذا .

$$\text{مربع باقى الاختبارين } ٧,٤ = (٠,٢٧)^2$$

حاصل ضرب قيمتي الخليتين القطريتين للاختبارين  $٧,٤ = ٥٥٦$ ,

$$\times ٤٦٢ .$$

$$\text{وخارج قسمة القيمتين} = \frac{(٠,٢٧)^2}{٤٦٢ \times ٥٥٦} = ٠,٠٠٢٨٣٨$$

وبتكرار هذه العملية السابقة نحصل على ٢٨ قيمة حيث يوجد هناك ٢٨ قيمة من البواقي . وجمع هذه القيم وضربها في عدد أفراد العينة (٤٤٣ فردا) نحصل على قيمة المعيار ع ٢٠,١ . وعندما يكون أفراد العينة كبيرا نوعا فإن توزيع قيم المعيار ع يشبه تقريبا توزيع كاي<sup>٢</sup> بدرجات حرية تحددها المعادلة التالية :

$$\frac{1}{2} [ (n - m)^2 - n - m ]$$

حيث  $n =$  عدد الاختبارات

$m =$  عدد العوامل

وحيث أن  $n$  في مثالنا هذا تساوى ثمانية اختبارات ،  $m$  تساوى عاملين فإن عدد درجات الحرية تساوى  $\frac{1}{2} [ (٢ - ٨)^2 - ٨ - ٢ ] = ١٣$  درجة . وبالكشف في جدول كاي<sup>٢</sup> بدرجات حرية ١٣ نجد أن مستوى دلالة ٠,١ هو ٢٧,٧ . ويعنى هذا أنه إذا كان إقراض وجود عاملين صحيحاً ، فإن فرصة الحصول على قيمة للمعيار ع أكبر من القيمة ٢٧,٧ هى ١ فى المائة . وعلى ذلك إذا حصلنا على قيمة للمعيار ع أكبر من القيمة ٢٧,٧ فسيكون هناك ما يبرر رفض الفرض السابق أى إقراض وجود أكثر من عاملين . ولكن قيمة المعيار ع فى مثالنا هذا هى ٢٠,١ فقط أى أقل من

مستوى دلالة ١ في المائة بدرجة واضحة . وبذلك لا يكون هناك أى أساس لرفض ما أقنناه من إقتراض . ومعنى هذا أنه لا يوجد ما يبرر إقتراض وجود أكثر من عاملين . وجدير بالذكر أن تؤكد أن مقياس الدلالة الذى تناولناه لا يفيد فى حالة إستخدام طرق أخرى غير طريقة الإحتمال الأقصى . وذلك لأن قيمة كاسكس بدرجة واضحة مما يسبب زيادة مدى دلالاتها .

---

## الفصل ٦

### الطريقة القطرية

#### The Diagonal Method

تعتبر الطريقة القطرية طريقة بسيطة . لكن تطبيقها يتطلب تقديرا دقيقا للإشتراكيات . ويمكن إستخدامها مع جدول إرتباطات من أى حجم . وفيما يلي شرح لخطوات هذه الطريقة باستخدام مصفوفة الإرتباطات المبينة بالجدول ( ٦ - ١ ) مع وضع الإشتراكيات المعروفة فى الخلايا القطرية الرئيسية .

جدول ( ٦ - ١ ) : مصفوفة الإرتباطات الأصلية مع الاشتراكيات فى الخلايا القطرية الرئيسية

المتغير	١	٢	٣	٤	٥
١	,٥٢	,٤٨	,٣٦	,٤٠	,٥٨
٢	,٤٨	,٦٤	٠٠	,١٦	,٧٢
٣	,٣٦	٠٠	,٨١	,٦٣	,٠٩
٤	,٤٠	,١٦	,٦٣	,٥٣	,٢٥
٥	,٥٨	,٧٢	,٠٩	,٢٥	,٨٢

١ - نضع مصفوفة عامة لجدول التشبعات العاملية كما هو مبين بالجدول ( ٦ - ٢ ) . ويلاحظ من الجدول أن كل قيم الخلايا التى على يسار الخلايا القطرية الرئيسية قيمها صفرية وأن عدد العوامل لا يكون معروفا فى هذه

المرحلة من التحليل . وعلى ذلك تركت مواضع خالية بقدر ما هناك من متغيرات رغم أننا نتوقع أن يكون عدد العوامل أقل من عدد الاختبارات .  
٢ — بما أن إشتراكية المتغير تساوى مجموع مربعات تشبعاته العاملية المشتركة وأن تشبعات المتغير ١ بالعوامل الأخرى غير العامل الأول قيمها صفرية فإن  ${}^1_1 = {}^2_1 = {}^3_1 = {}^4_1 = {}^5_1 = 0$  .

$${}^1_1 = {}^2_1 = {}^3_1 = {}^4_1 = {}^5_1 = 0$$

جدول (٦-٢) : المصفوفة العامة للتشبعات العاملية

المتغير	العامل					${}^h_1$
	١	٢	٣	٤	٥	
١	${}^1_1$	٠	٠	٠	٠	${}^1_1$
٢	${}^1_2$	${}^2_2$	٠	٠	٠	${}^2_2$
٣	${}^1_3$	${}^2_3$	${}^3_3$	٠	٠	${}^3_3$
٤	${}^1_4$	${}^2_4$	${}^3_4$	${}^4_4$	٠	${}^4_4$
٥	${}^1_5$	${}^2_5$	${}^3_5$	${}^4_5$	${}^5_5$	${}^5_5$

ويمكن حساب تشبع المتغيرات الأخرى بالعامل الأول ، حيث أن الارتباط بين متغيرين يساوى مجموع حاصل ضرب تشبعهما بالعوامل المشتركة . وعلى ذلك فإن .

$${}^1_1 = {}^1_1 \cdot {}^1_1 + {}^2_1 \cdot {}^2_1 + {}^3_1 \cdot {}^3_1 + {}^4_1 \cdot {}^4_1 + {}^5_1 \cdot {}^5_1 = 0$$

ولكن حواصل الضرب بعد القيمة الأولى تتضمن قيما صفرية ولذا فالمعادلة تختصر إلى

$$r_{11}^{11} = r_{11}$$

$$\frac{r_{11}^{11}}{r_{11}} = r_{11}^{11} \quad \text{وبالتعويض عن كل من قيمة } r_{11} \text{ و } r_{11}^{11}$$

$$r_{11}^{11} = \frac{,48}{,7211} = r_{11}^{11}$$

$$\text{وبالمثل فإن } r_{11}^{11} = \frac{,36}{,7211} = r_{11}^{11}$$

$$r_{11}^{11} = \frac{,40}{,7211} = r_{11}^{11}$$

$$r_{11}^{11} = \frac{,58}{,7211} = r_{11}^{11}$$

ونستنتج من هذا أن المعادلة العامة لحساب تشبع المتغيرات بالعامل الأول بعد تحديد قيمة  $r_{11}^{11}$  أى تشبع المتغير الأول بالعامل الأول هي :

$$\frac{r_{11}^{11}}{r_{11}} = r_{11}^{11}$$

حيث  $r_{11}^{11} =$  تشبع المتغير م بالعامل الأول

$r_{11}^{11} =$  معامل الارتباط بين المتغير ا والمتغير م

$r_{11}^{11} =$  تشبع المتغير الأول بالعامل الأول

ويتضح من جدول مصفوفة التشبعات أن

$$r_{11}^{11} = r_{11}^{11} + r_{11}^{11}$$

$$r_{11}^{11} - r_{11}^{11} = r_{11}^{11}$$

$$\sqrt{r_{11}^{11} - r_{11}^{11}} = r_{11}^{11}$$

وبالتعويض عن  $r_{11}^{11}$  و  $r_{11}^{11}$



$$,٤٤٣٨ = \sqrt{,٦٦٥٦} - ,٦٤ = ,٣٣$$

وبما أن الارتباط بين المتغيرين يساوى مجموع حاصل ضرب تشبعهما بالعوامل المشتركة فإن

$$,٣٣ = ,١٣ \cdot ,١٢ + ,٣٣ \cdot ,٣٣ + ,٣٣ \cdot ,٣٣ + ,٣٣ \cdot ,٣٣ + ,٣٣ \cdot ,٣٣$$

ولما كانت حواصل الضرب بعد القيمة الأولى والثانية تحتوى على قيم صفرية فإن المعادلة يمكن إختصارها إلى

$$,٣٣ = ,١٣ \cdot ,١٢ + ,٣٣ \cdot ,٣٣$$

$$,٣٣ = \frac{,١٣ \cdot ,١٢ - ,٣٣}{,٣٣} \quad \text{وبالتعويض عن القيم المعلومة}$$

$$,٣٣ = \frac{,٦٦٥٦ \times ,٤٩٩٣ - ,٧٤٧٩}{,٤٤٣٨} \quad \text{وبالمثل فإن}$$

$$,٣٤ = \frac{,١٤ \cdot ,١٣ - ,٤٢}{,٣٣}$$

$$,٤٧١٤ = \frac{,١٦ \times ,٦٦٥٦ - ,٥٥٤٧}{,٤٤٣٨}$$

$$,٣٥ = \frac{,١٥ \cdot ,١٣ - ,٥٢}{,٣٣}$$

$$,٤١٦١ = \frac{,٧٢ \times ,٦٦٥٦ - ,٨٠٤٣}{,٤٤٣٨}$$

وفيما يلى المعادلة العامة للحصول على تشبع المتغير م بالعامل الثانى بعد حساب تشبع المتغير ٢ بالعامل الثانى أى  $,٣٣$  :

$$\frac{r_1^1 r_2^1 - r_3^1}{r_1^1} = r_2^1$$

وبهذا يتضح أن الخطوة الأولى في حساب تشبع المتغيرات بمعامل ما هي دائماً إيجاد قيمة التشبع في الخلية القطرية الرئيسية لهذا العامل .

وبالنسبة للعامل الثالث فإن

$$r_3^2 = r_1^2 + r_2^2 + r_3^2$$

$$r_1^2 = (r_1^2 + r_2^2) - r_3^2$$

$$r_1^2 = \frac{(r_1^2 + r_2^2) - r_3^2}{r_3^2} \text{ بالتعويض عن القيم المعلومة}$$

$$r_1^2 = \frac{(2,7489 + 2,4992) - 81}{81} = 0,072$$

ومن الملاحظ أن قيمة هذا التشبع تدور حول القيمة الصفرية . ولذا يجب استبدال المتغير الثالث بالمتغيرات التي تليه كل على حدة . فإذا كان التشبع  $r_3^1$  في كل مرة يدور حول القيمة الصفرية بغض النظر عن المتغير الذي يوضع في المكان الثالث ، فإن التحليل يكون قد اكتمل ولا يوجد أكثر من عاملين . وبذلك يمكن أن نستخلص القاعدة العامة التالية :

إذا كان تشبع المتغير م (  $m$  ) مساوياً للصفر بغض النظر عن المتغير الذي يوضع في مكان المتغير م فإن عدد العوامل يساوى م — ١ . وفي مثالنا هذا كان تشبع المتغير الثالث  $r_3^1$  يدور حول الصفر ، بغض النظر عن المتغير الذي يوضع في مكان المتغير الثالث ، وبذلك لم نستخلص إلا عاملين . ثم ندون النتائج في المصفوفة المبينة بالجدول ( ٦ — ٣ ) .

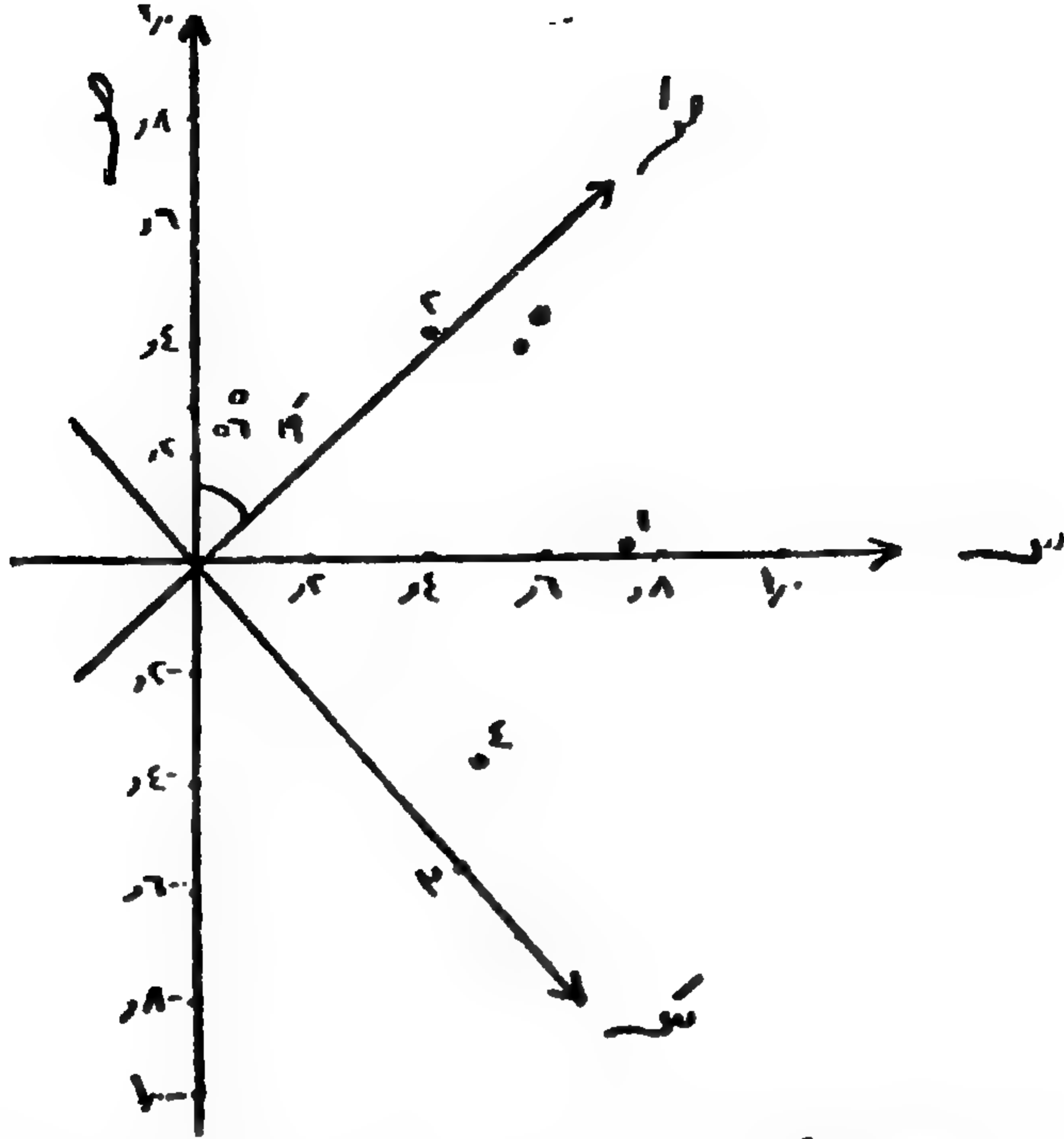
جدول (٦-٣) : التشبعات العاملة باستخدام الطريقة القطرية

المتغير	العامل					هـ
	١	٢	٣	٤	٥	
١	٧٢١١	٠	٠	٠	٠	٥٢
٢	٦٦٥٦	٤٤٣٨	٠	٠	٠	٦٤
٣	٤٩٩٢	٧٤٨٩	٠	٠	٠	٨١
٤	٥٥٤٧	٤٧١٤	٠	٠	٠	٥٣
٥	٨٠٤٣	٤١٦١	٠	٠	٠	٨٢

ويمكن مراجعة دقة العمليات الحسابية بحساب الاشتراكات ومعاملات الارتباط من التشبعات العاملة . حيث يجب أن تتفق مع القيم الأصلية مع وجود فروق في حدود الصفر . ويمكن اعتبار التشبعات العاملة لكل متغير إحداثيات له على محاور مرجعية متعامدة .

ويمكن تمثيل تشبع المتغيرات الميئة بالجدول (٦-٣) بمحورين متعامدين كما يتضح من الشكل (٦-١) . ويمكن تدوير المحاور المرجعية أى عدد من الدرجات .

شكل (٦ - ١)



وبلاحظ من الشكل أن المحورين قد تم تدويرهما بزاوية مقدارها ١٩ ' ٥٦° في اتجاه عقرب الساعة حيث تصبح كل التشعبات العاملة موجبة . ويبين الجدول (٦ - ٤) التشعبات العاملة بعد تدوير المحاور .  
جدول (٦ - ٤) : التشعبات العاملة بعد تدوير المحاور

المتغير	العامل		هـ ٢
	١	٢	
١	٤ و	٦ و	٥٢ و
٢	٠	٨ و	٦٤ و
٣	٩ و	٠	٨١ و
٤	٧ و	٢ و	٥٣ و
٥	١ و	٩ و	٨٢ :

## الفصل ٧

### طريقة العوامل المتعددة

#### Multiple Group Method

تعتبر طريقة العوامل المتعددة تعديلا للطريقة المركزية . وتتضح أهميتها في إستخلاص عدة عوامل في وقت واحد بدلا من إستخلاص عاملا في كل مرة . ففي هذه الطريقة توضع بعض الاختبارات أو كلها في مجموعات حيث تمر الموجهات المرجعية بمراكز هذه المجموعات بدلا من أن تمر بمركز الاختبارات كلها كما هو الحال في الطريقة المركزية . ويحسن إستخدام هذه الطريقة مع المتغيرات التي نعرف عنها القدر الكافي حتى يمكن تحديدها في مجموعات مستقلة لنحصل على تشبعات عاملية تقترب من تشبعات العوامل المدارة . وبذلك نحتاج من عمليات التدوير قدراً أقل مما تتطلبه الطريقة المركزية . وبعد إستخلاص عدة عوامل في وقت واحد ، يمكن حساب جدول بوابق الارتباطات ، وتحديد ما إذا كان يحتوى على تباين مشترك إضافي أم لا . وإذا ما قررنا أن جدول البوابق يحتوى على عوامل إضافية ، فإنه يمكن إستخلاصها بطريقة العوامل المتعددة أو بالطريقة المركزية أو بأى طريقة أخرى مناسبة .

تبدأ طريقة العوامل المتعددة بتقدير الاشتراكات تقديراً دقيقاً . فإذا كانت لدينا مصفوفة إرتباطات كما بالجدول ( ٧ - ١ ) فإنه يمكن حساب هذه الاشتراكات بإستخدام الطريقة المركزية كما يلي :

نوجد لكل إختبار مصفوفة إرتباطات  $x$  ، تحتوى على المتغير وثلاث متغيرات أخرى يرتبط بها إرتباطاً عالياً . فبالنسبة للإختبار الأول نحصل على مصفوفة الارتباطات الميئة بالجدول ( ٧ - ٢ ) ، حيث ندخل أكبر قيمة من قيم الارتباطات في كل عمود في الخلية القطرية .



جدول (٧-١) : مصفوفة الارتباطات الأصلية

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١
١	٥٠'	٠٣'	١٣'	٨٥'	٠٢'	٨٥'	٠٠'	٥٠'	٢٠'	٨٥'	٤٥'
٢	٠٣'	٣٣'	٧١'	٧٢'	٥١'	٤٣'	٢٣'	٢٨'	١٠'	٣١'	٠٥'
٣	١٣'	٧١'	٠٣'	٤٥'	٨٥'	٧١'	٦٢'	٥٥'	٧١'	١٣'	٠٢'
٤	٨٥'	٧٢'	٤٥'	١٣'	٧٢'	٧٢'	٨١'	٨١'	٨٥'	٤٥'	٤٥'
٥	٠٢'	٥١'	٨٥'	٧٢'	٠٠'	٤١'	-٢٠'	-٢٠'	٨٣'	٨٥'	١٥'
٦	٨٥'	٤٣'	٧١'	٧٢'	٤١'	٣٣'	٥١'	٥١'	٨٠'	٣١'	٧٨'
٧	٠٠'	٢٨'	٥٥'	٨١'	-٢٠'	٧١'	٨٦'	٨٦'	-٤٠'	٠٥'	٨١'
٨	٢٠'	١٠'	٧١'	٨٥'	٨٣'	٨٠'	-٤١'	-٤١'	٤٥'	٠٥'	٧١'
٩	٨٥'	٣١'	١٣'	٤٥'	٨٣'	٣١'	٨١'	٨١'	٠٥'	٨٥'	٠٥'
١٠	٤٥'	٠٥'	٠٢'	٤٥'	١٥'	٧٨'	٤١'	٤١'	٧١'	٠٥'	٠٥'
١١	٤٥'	٠٥'	٠٢'	٤٥'	١٥'	٧٨'	٤١'	٤١'	٧١'	٠٥'	٠٥'

جدول ( ٧ - ٢ ) : مصفوفة إرتباطات الإختبار الأول بثلاث متغيرات أخرى

المتغير	١	٨	٧	٣
١	٥٥,٥٥	٥٥,٥٥	٥٢,٥٢	٤١,٤١
٨	٥٥,٥٥	٦٧,٦٧	٦٧,٦٧	٣٥,٣٥
٧	٥٢,٥٢	٦٧,٦٧	٦٧,٦٧	٢٩,٢٩
٣	٤١,٤١	٣٥,٣٥	٢٩,٢٩	٤١,٤١
محر	٢,٠٣	٢,٢٤	٢,١٥	١,٤٦

محر = ٧,٨٨

ويمكن حساب إشتراكية الإختبار بالمعادلة التالية :

$$r_{(١,٢)}^2 = \frac{محر}{محر}$$

حيث محر = مجموع قيم العمود الأول

محر = مجموع قيم المصفوفة كلها

وبهذه الطريقة نحسب إشتراكية بقية الإختبارات . ثم ندخل هذه الإشتراكيات في الخلايا القطرية الرئيسية بمصفوفة الارتباطات الأصلية . وبعد حساب إشتراكيات الإختبارات وإدخالها في الخلايا القطرية نرتب المتغيرات في مجموعات . ويجب أن تحتوي كل مجموعة على ثلاث أو أربع إختبارات على الأقل . ويمكن إستخدام التحليل التجمعي Cluster analysis أو مانعوله عن التكوين العاملي للإختبارات ، للإسترشاد به في عملية التجميع . وليس من الضروري أن تحتوي المجموعات على نفس العدد من المتغيرات . وقد تم تكوين خمسة مجموعات من مصفوفة الارتباطات الأصلية هي :

المجموعة الأولى ح<sub>١</sub> وتشمل الاختبارات ٨،٧،١

المجموعة الثانية ح<sub>٢</sub> وتشمل الاختبارين ٩،٥

المجموعة الثالثة ح<sub>٣</sub> وتشمل الاختبارين ٦،٢

المجموعة الرابعة ح<sub>٤</sub> وتشمل الاختبارين ١٠،٣

المجموعة الخامسة ح<sub>٥</sub> وتشمل الاختبارين ١١،٤

يتضح مما سبق أن معظم المجموعات تتكون من إختبارين فقط . لذا فيجب على الباحث ألا يستخدم تلك المجموعات الصغيرة إلا إذا عرف طبيعة الاختبارات معرفة جيدة . وبعد تجميع المتغيرات في مجموعات نقوم بحساب تشعب المتغيرات بالعوامل المرتبطة تبعا للخطوات التالية :

١ — نوجد حاصل جمع كل مجموعة على حدة في كل عمود من مصفوفة الارتباطات الأصلية ، فنحصل بذلك على عدد من حواصل الجمع بقدر ما هناك من مجموعات . وندون حاصل الجمع في الصف المقابل له . فحاصل جمع إرتباطات إختبارات المجموعة الأولى بالاختبار ١ يساوى ١،٥٩ حيث ندون هذه القيمة في صف المجموعة الأولى ح<sub>١</sub> . وكذلك حاصل جمع إرتباطات إختبارات المجموعة الثانية بالاختبار ١ يساوى ٢٢، حيث ندون هذه القيمة في صف المجموعة ح<sub>٢</sub> . وهكذا إلى أن نحصل على المصفوفة من المبينة بالجدول ( ٧ — ٣ ) .

جدول (٧ - ٣) : المصفوفة س

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١
الجموعة ٠	٧٣	٧٥	٥٣	٨٨	٦٩	٥٦	٢٢	٣٢	٣٤	٤٦	١٨
الجموعة ١	٧٦	٢٢	١٧	٦٥	٥٢	٢٢	٢٣	٤٣	٤٣	٧٨	٣٠
الجموعة ٢	٧٢	٩٠	٢٦	٥٦	٢١	٩٠	٧٢	١٣	٧٠	٧٨	٧٥
الجموعة ٣	٢٢	١٦	٥٠	٦٠	٨٧	٢٢	—	٢٠	٨٧	٧٥	٦٣
الجموعة ٤	١٠٩	٨٧	١٠٠	٦٨	٢٦	٥٢	٧٨	٢٧	—	٦٠	٣٦

٢ - نوجد حاصل جمع إرتباطات كل مجموعة في كل صف وندون النتائج في المصفوفة ت المينة بالجدول (٧ - ٤) . فمثلا حاصل جمع قيم المجموعة الأولى التي تتكون من الإختبارات ١، ٧، ٨ في الصف ح<sub>١</sub> يساوى  $1,59 + 1,78 + 1,86 = 5,23$  حيث ندون هذه القيمة في الخلية الأولى في الصف ح<sub>١</sub> من المصفوفة ت . وحاصل جمع قيم المجموعة الثانية يساوى  $26 + (-17) = 9$  . ونضع حاصل الجمع هذا في الخلية الثانية . وهكذا إلى أن نحصل على بقية قيم المصفوفة ت .

جدول (٧ - ٤) : مصفوفة ت

ح <sub>٥</sub>	ح <sub>٤</sub>	ح <sub>٣</sub>	ح <sub>٢</sub>	ح <sub>١</sub>	
١٤٠	١,٦٥	١,٥١	٩	٥,٢٣	ح <sub>١</sub>
١,٠٩	١,٠٨	٣٩	١,٨٠	٩	ح <sub>٢</sub>
١,١٤	٦٤	١,٨٠	٣٩	١,٥١	ح <sub>٣</sub>
٩٩	١,٥٩	٦٤	١,٠٨	١,٦٥	ح <sub>٤</sub>
١,٤٨	٩٩	١,١٤	١,٠٩	١,٤٠	ح <sub>٥</sub>

٣ - نوجد مقلوب الجذر التربيعى لكل قيمة من قيم الخلايا القطرية في المصفوفة ت . والقيم التي نحصل عليها هي الأوزان التي نستخدمها مع حواصل جمع المجموعة في المصفوفة س لنحصل على تشبع المتغيرات بالعوامل المرتبطة . ومعادلة الأوزان هي :

$$\frac{1}{\sqrt{p}} = q$$

حيث أن  $q$  قيمة الخلية القطرية من المصفوفة ت للصف ١ .



فقيمة الخلية القطرية في الصف الأول هي ٥,٢٣ ، ومقلوب جذرها التريبعي يساوى ٤٣٧٢٦٩,٠ وبذلك نحصل على الأوزان التالية :

$$١ = ٤٣٧٢٦٩,$$

$$٢ = ٧٤٥٣٥٦,$$

$$٣ = ٧٤٥٣٥٦,$$

$$٤ = ٧٩٣٠٥٣,$$

$$٥ = ٨٢١٩٩٧,$$

٤ — نوجد حاصل ضرب كل قيمة من قيم كل صف من المصفوفة س في الوزن المقابل لكل صف . وندون النتائج في المصفوفة ص المبينة بالجدول (٧ — ٥) . فمثلا بضرب القيمة ١,٥٩ في الوزن المقابل لها ٤٣٧٢٦٩, نحصل على القيمة ٦٩٥٣, للخلية الأولى . وهكذا إلى أن نحصل على بقية قيم المصفوفة .

جدول (٧ - ٥) : المصفوفة ص

	١١	١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	العامل الأول
١	٢٧٨٩	٢٦٢٤	٧٤٣	٨١٣٣	٧٧٨٣	٢٨٤٢	١١٣٧	٣٣٢٢	٤٥٩١	٢٧٦١	٦٩٥٣	العامل الثاني
٢	٣٦٥٢	٤٣٢٣	٦١٨٦	١٤٩	١١١٨	١٧١٤	٧٢٣٠	٤٤٧٢	٣٧٢٧	١١٩٣	١٦٤٠	العامل الثالث
٣	٤٣٢٣	٢٠٨٧	١٥٠٩	٣٠٥٦	٢٨٣٢	٦٧٠٨	٢٣١١	٤١٧٤	٢٦٨٣	٦٧٠٨	٥٣٧٦	العامل الرابع
٤	٣١٧٢	٦١٨٦	٣٤١٠	٤٢٦٢	٣٧٣١	٢٥٣٨	٥١٥٥	٤٦٧٩	٦٤٢٤	٢٥٣٨	٥٣٩٣	العامل الخامس
٥	٥٨٣٦	٢٧٨١	٣٢٨٨	٢٧٩٥	٢٧١٣	٤٦٠٢	٥٦٧٢	٦٢٢٩	٤٣٥٧	٤٧٦٨	٦٠٠١	

وتمثل قيم المصفوفة من تشبع المتغيرات بالعوامل المرتبطة والتي تمر بمراكز المجموعات . ويمكن الإتياء من التحليل عند هذا الحد بعد أن نتأكد من مصفوفة البواقي أن كل التباين المشترك قد أستخلص . وإذا رغب الباحث في تدوير العوامل فيجب عليه تحويلها أولاً إلى عوامل متعامدة بالعمليات الموضحة بالخطوات التالية :

- ١ - نوجد حاصل ضرب كل قيمة من قيم كل صف من المصفوفة في الوزن المقابل له . وندون النتائج في المصفوفة (٦-٧) .
- ٢ - نوجد حاصل ضرب كل قيمة من قيم كل عمود في المصفوفة في الوزن المقابل له . أي نضرب قيم العمود الأول في الوزن ١، وقيم العمود الثاني في الوزن ١، وهكذا . وندون النتائج في المصفوفة (٧-٧) .

جدول (٦-٧) : المصفوفة

٥	٤	٣	٢	١
,٦١٢٣	,٧٢١٥	,٦٦٠٣	,٠٣٩٤	٢,٢٨٦٩
,٨١٢٤	,٨٠٥٠	,٢٩٠٧	١,٣٤١٦	,٠٦٧١
,٨٤٩٧	,٤٧٧٠	١,٣٤١٦	,٢٩٠٧	١,١٢٥٥
,٧٨٥١	١,٢٦١٠	,٥٠٧٦	,٨٥٦٥	١,٣٠٨٥
١,٢١٦٦	,٨١٣٨	,٩٣٧١	,٨٩٦٠	١,١٥٠٨

جدول ( ٧ - ٧ ) : المصفوفة ل

٥	٤	٣	٢	١	
٥٠٣٢,	٥٧٢٢,	٤٩٢٢,	٠٢٩٤,	٩٩٩٩,	١
٦٦٧٨,	٦٣٨٤,	٢١٦٧,	١,٠٠٠٠,	٠٢٩٤,	٢
٦٩٨٥,	٣٧٨٣,	١,٠٠٠٠,	٢١٦٧,	٤٩٢٢,	٣
٦٤٥٤,	١,٠٠٠٠,	٣٧٨٣,	٦٣٨٤,	٥٧٢٢,	٤
١,٠٠٠٠,	٦٤٥٤,	٦٩٨٥,	٦٦٧٨,	٥٠٣٢,	٥

يتضح من المصفوفة أن قيم الخلايا القطرية الرئيسية تساوى الوحدة تقريباً . وتمثل بقية قيم المصفوفة الأخرى الارتباطات بين العوامل .

٣ - ولكي نوجد مصفوفة التحويل التي يمكننا أن نحول بها تشبع العوامل المرتبطة إلى تشبع عوامل متعامدة ، فإننا نقوم بتحليل المصفوفة ل باستخدام الطريقة القطرية مع استخدام الوحدات في الخلايا القطرية . وبهذا نحصل على المصفوفة ف المبينة بالجدول ( ٧ - ٨ ) .

والمصفوفة التي يمكننا بها تحويل العوامل المرتبطة إلى عوامل متعامدة هي المصفوفة المحورة لمقلوب المصفوفة ف .





$$\begin{vmatrix} \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & ١٠ \\ \cdot & \cdot & \cdot & ١٠ & \cdot \\ \cdot & \cdot & ١٠ & \cdot & \cdot \\ \cdot & ١٠ & \cdot & \cdot & \cdot \\ ١٠ & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{vmatrix} =$$

من

$$\times \begin{vmatrix} \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & ١٠٠٠ \\ \cdot & \cdot & \cdot & ٩٩٩٦, ٠٢٩٤ \\ \cdot & \cdot & ٨٤٦٦, ٢٠٢٣, ٤٩٢٢ \\ \cdot & ٥٣٢٦, ٠٣٤٤-٦٢١٨, ٥٧٢٢ \\ ٤٦١٩, ٠٢٢-٣٧٦٤, ٦٥٢٣, ٠٢٢ \end{vmatrix}$$

ف

$$\begin{vmatrix} \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & ١ \\ \cdot & \cdot & \cdot & ١ & \cdot \\ \cdot & \cdot & ١ & \cdot & \cdot \\ \cdot & ١ & \cdot & \cdot & \cdot \\ ١ & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{vmatrix}$$

في ١-

من

وبواسطة قاعدة ضرب الصف في العمود يمكن وضع معادلات بسيطة للحصول على القيم المجهولة في المصفوفة المقلوبة .

ومن حاصل ضرب الصف ١ × العمود ١ نحصل على

$$١١^١ = ١١^١ \times ٠ + ١٢^١ \times ٠ + ١٣^١ \times ٠ + ١٤^١ \times ٠ + ١٥^١ \times ٠ = ١٠$$

القيمة ١٠ هي القيمة الأولى في العمود الأول من المصفوفة المتطابقة .

$$١١^١ = ١١^١$$

$$\therefore \frac{١٠}{١١} = ١١^١ \quad \text{ولكن } ١١^١ = ١٠$$

$$\therefore ١٠ = \frac{١٠}{١٠} = ١١^١$$

ومن حاصل ضرب الصف ١ × العمود ٢ نحصل على

$$١١^٢ = ١١^١ \times ٠ + ١٢^١ \times ٠ + ١٣^١ \times ٠ + ١٤^١ \times ٠ + ١٥^١ \times ٠ = \text{صفر}$$

القيمة صفر هي القيمة التي تلي القيمة الأولى في الصف الأول من المصفوفة المتطابقة .

$$\therefore ١١^٢ = \text{صفر} \quad \text{لكن } ١١^٢ = ١٠$$

$$\text{صفر} = ١١^٢$$

وبنفس الطريقة يمكن بيان أن  $١١^٣ = \text{صفر}$   $١١^٤ = \text{صفر}$   $١١^٥ = \text{صفر}$   
 $١١^٦ = \text{صفر}$  وأن كل القيم التي تقع على يسار الخلايا القطرية الرئيسية تساوى قيمها صفرية .

ومن حاصل ضرب الصف ٢ × العمود ٢ نحصل على

$$١١^٢ = ١١^١ \times ٠ + ١٢^١ \times ٠ + ١٣^١ \times ٠ + ١٤^١ \times ٠ + ١٥^١ \times ٠ = ١٠$$

$$١١^٢ = ١١^٢ \times ٠ + ١٢^٢ \times ٠ + ١٣^٢ \times ٠ + ١٤^٢ \times ٠ + ١٥^٢ \times ٠ = \text{صفر}$$

$$\therefore ١٠ = ١١^٢$$

$$١,٠٠٠٤ = \frac{١٠}{٩٩٩٦} = \frac{١٠}{٢٢١} = ٢٢$$

ويمكن بنفس الطريقة بيان أن كل القيم الأخرى في الخلايا القطرية الرئيسية من المصفوفة المقلوبة تساوى مقلوب القيم المقابلة لها من المصفوفة وعلى ذلك فإن

$$١,١٨١٢ = \frac{١}{٨٤٦٦} = \frac{١}{٣٣١} = ٣٣$$

$$١,٨٧٤١ = \frac{١}{٥٢٣٦} = \frac{١}{٤٤١} = ٤٤$$

$$٢,٣٩٨٧ = \frac{١}{٤١٦٩} = \frac{١}{٥٥} = ٥٥$$

ومن حاصل ضرب الصف ٢ × العمود ١ نحصل على

$$\begin{aligned} ١٢ \times ١١ + ٢٢ \times ١٣ + ٣٣ \times ٥٥ + ٤٤ \times ٥٥ + ٥٥ \times ٥٥ + ٥٥ \times ٥٥ \\ ١٢ \times ١٢ + ٢٢ \times ١٣ = \text{صفر} \end{aligned}$$

$$٥٠٢٩٤ = \frac{(١٠)(٥٠٢٩٤)}{٩٩٩٦} = \frac{١١ \times ١٢}{٢٢١} = ١٢$$

ومن حاصل ضرب الصف ٣ × العمود ٢ نحصل على

$$\begin{aligned} ١٣ \times ١٢ + ٢٢ \times ٢٢ + ٣٣ \times ٣٣ + ٤٤ \times ٤٤ + ٥٥ \times ٥٥ + ٥٥ \times ٥٥ \\ ١٣ \times ١٣ + ٢٢ \times ٢٢ + ٣٣ \times ٣٣ = \text{صفر} \\ \text{ولكن } ٢١ \times ٣٣ = \text{صفر} \end{aligned}$$

$$\therefore ٢٢ \times ٣٣ + ٣٣ \times ٣٣ = \text{صفر}$$

$$٢٣٩١ = \frac{(١٠٠٠٤)(٢٠٢٣)}{٨٤٦٦} = \frac{٢٢ \times ٣٣}{٢٢١} = ٢٣$$

$$\text{وبالمثل فإن } \frac{(1,1812)(-0.344)}{0.5336} = \frac{a_{23}^b}{a_{44}^a} = b_{23}$$

$$\frac{(1,8741)(-0.671)}{0.4161} = \frac{a_{44}^b}{a_{22}^a} = b_{44}$$

ومن حاصل ضرب الصف ٣ × العمود ١ نحصل على

$$0 = a_{11}^b + a_{12}^b + a_{13}^b + a_{14}^b = 0 + 0 + a_{13}^b + a_{14}^b$$

$$0 = a_{23}^b + a_{24}^b + a_{25}^b$$

$$b_{23} = \frac{a_{23}^b + a_{24}^b}{a_{22}^a}$$

$$-0.5744 = \frac{(0.294)(-0.2023) + (1.0)(0.4922)}{0.8466}$$

وهكذا يمكن الحصول على قيمة أى خلية فى المصفوفة المقلوبة باستخدام المعادلة العامة التالية :

$$\frac{a_{11}^b + a_{12}^b + a_{13}^b + a_{14}^b}{a_{11}^a} =$$

$$\frac{a_{21}^b + a_{22}^b + a_{23}^b + a_{24}^b}{a_{21}^a + a_{22}^a + a_{23}^a + a_{24}^a}$$

حيث م أكبر من ن فإذا كانت م هى المتغير ٤ ، ن هى المتغير ٢ فإن

$$b_{24} = \frac{a_{23}^b + a_{24}^b}{a_{44}^a}$$

$$\frac{(,٢٣٩١ - ) (,٠٣٤٤ - ) + (١,٠٠٠٤) (,٦٢١٨)}{٥٣٣٦} =$$

$$= ١,١٨١٢$$

يتضح إذن أن كل القيم التي تقع على يسار الخلايا القطرية الرئيسية قيا صفرية وأن قيم الخلايا القطرية الرئيسية في المصفوفة المقلوبة هي مقلوب القيم المقابلة في الخلايا القطرية الرئيسية بالمصفوفة المثلثة . ونحصل على القيم الأخرى باستخدام معادلات كالمعادلة العامة . وبذلك نحصل على المصفوفة المقلوبة ف - ١ التالية :

١,٠٠٠	٠	٠	٠	٠	٠
— ٠,٢٩٤	١,٠٠٠٤	٠	٠	٠	٠
— ٠,٥٧٤٤	— ٠,٢٣٩١	١,١٨١٢	٠	٠	٠
— ١,٠٧٥١	— ١,١٨١٢	٠,٧٦١	١,٨٧٤١	٠	٠
— ٨١٥٤	— ١,٥٤١٩	— ١,٠٥٤٢	٣٠١٦	٢,٣٩٨٧	٠

وحيث أن المصفوفة التي يمكن بواسطتها تحويل العوامل المرتبطة إلى العوامل المتعامدة هي المصفوفة المحورة من تلك المصفوفة المقلوبة فإن المصفوفة المحورة هي

١,٠٠٠	— ٠,٢٩٤	— ٠,٥٧٤٤	— ١,٠٧٥١	— ٨١٥٤	٠
٠	١,٠٠٠٤	— ٠,٢٣٩١	— ١,١٨١٢	— ١,٥٤١٩	٠
٠	٠	١,١٨١٢	٠,٧٦١	— ١,٠٥٤٢	٠
٠	٠	٠	١,٨٧٤١	٢,٣٠١٦	٠
٠	٠	٠	٠	٢,٣٩٨٧	٠

واللهوول على تشبع الإختبارات بالعوامل المتعامدة نوجد حاصل



حزب المصفوفة المحورة الأخيرة في المصفوفة ص : ثم ندون النتائج في مصفوفة العوامل الميئة بالجدول ( ٧ - ٩ ) .

جدول ( ٧ - ٩ ) : مصفوفة العوامل

المغير	العامل					هـ
	١	٢	٣	٤	٥	
١	٧٠	١٤	٢٠	١١	٢١	٦١
٢	٣٨	١١	٥٥	٠٢ -	٠٢	٤٦
٣	٤٦	٢٦	٠٤ -	٢٩	٠١	٤٣
٤	٣٣	٤٤	٢٠	٠٢	٢٦	٤١
٥	١١	٧٢	٠٣	٠١	٠٦	٥٤
٦	٢٨	١٦	٥٩	٠٢	٠٢ -	٤٥
٧	٧٨	١٣ -	٠٩ -	٠٦ -	٠١ -	٦٤
٨	٨١	٠١ -	١١ -	٠٥ -	٢١ -	٧١
٩	٠٧	٦٢	١٢ -	١٧ -	١٩ -	٤٧
١٠	٢٦	٤٢	٠١ -	٣٨	٠١ -	٣٩
١١	٢٨	٣٦	٢٦	١٠ -	٢٥	٣٥

وباستخدام هذه التشبعات المتعامدة يمكن حساب مصفوفة البوائى الميئة بالجدول ( ٧ - ١٠ ) . وتدل البوائى على أنها صغيرة صفرا كافيا بحيث لا نحتاج إلى إستخلاص عوامل أخرى .

جدول (٧-١٠) : مصفوفة البوابات

المختبر	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١
١	٠,٩	٠,١	٠,١	٠,٢	٠	٠,١	٠,٢	٠,٦	٠,٣	٠,١	٠,٢
٢	٠,١	٠,٢	٠,١	٠,٢	٠	٠,١	٠	٠,١	٠,٢	٠,١	٠
٣	٠,١	٠,١	٠,٤	٠,٢	٠,١	٠,١	٠,١	٠,١	٠,٢	٠,٣	٠,٢
٤	٠,٢	٠,١	٠,٢	٠	٠,١	٠	٠,١	٠,٣	٠	٠,١	٠,١
٥	٠	٠,١	٠,١	٠,٢	٠,٣	٠	٠,١	٠,١	٠,٣	٠	٠
٦	٠,١	٠,١	٠,١	٠	٠	٠,١	٠,١	٠,٢	٠,٢	٠	٠
٧	٠,٢	٠	٠,١	٠,١	٠,١	٠,١	٠	٠,٢	٠,٣	٠	٠,١
٨	٠,٦	٠,١	٠,١	٠,٣	٠,١	٠,٢	٠,٢	٠,٧	٠,٨	٠,١	٠,٣
٩	٠,٣	٠,٢	٠,٣	٠	٠,٣	٠,٢	٠,٨	٠,٧	٠,٣	٠,٢	٠
١٠	٠,١	٠,١	٠,٣	٠,١	٠	٠	٠	٠,١	٠,٣	٠,٢	٠,٢
١١	٠,٢	٠	٠,٢	٠,١	٠	٠	٠,١	٠,٣	٠	٠,٢	٠

وإذا كانت مصفوفة البواقى تحتوى على تباينات مشتركة تسمح بحساب عوامل أخرى ذات دلالة فإنه يمكن إستخلاصها باستخدام طريقة العوامل المتعددة أو أى طريقة أخرى مناسبة . ويمكن تدوير العوامل المتعامدة باستخدام طريقة تدوير العوامل المتعامدة التى سنتناولها فى الفصل التالى .

---

## الفصل ٨

### تدوير المحاور

#### Rotation of Axes

في عمليات التحليل العاملي تتخذ كل طريقة من طرق التحليل في وضع المحاور المرجعية مذهباً مختلفاً . ويجب تدوير هذه المحاور لكي نضعها في أما كن محددة يسهل تفسيرها ومقارنتها . والهدف الأساسي من تدوير المحاور هو الحصول على عوامل ذات دلالة لا تتغير من تحليل إلى آخر . ومن الجدير بالذكر أن تدوير المحاور يحتاج إلى مران ومهارة . فعلى الرغم من أنها تعتمد على العمليات الرياضية فإن محكات تحديد مواضع التدوير تقوم على إعتبارات نظرية ومذهبية . وبمعنى آخر فمواضع الموجهات المرجعية تختلف باختلاف الغرض من البحث وباختلاف المذهب النظري للباحث .

فإذا كان لدينا تكوين Configuration لموجهات أربع إختبارات في بعدين كما هو مبين بالشكل ( ٨ - ١ ) ، فأين يجب إذن وضع الموجه المرجعي أو الموجهات ؟

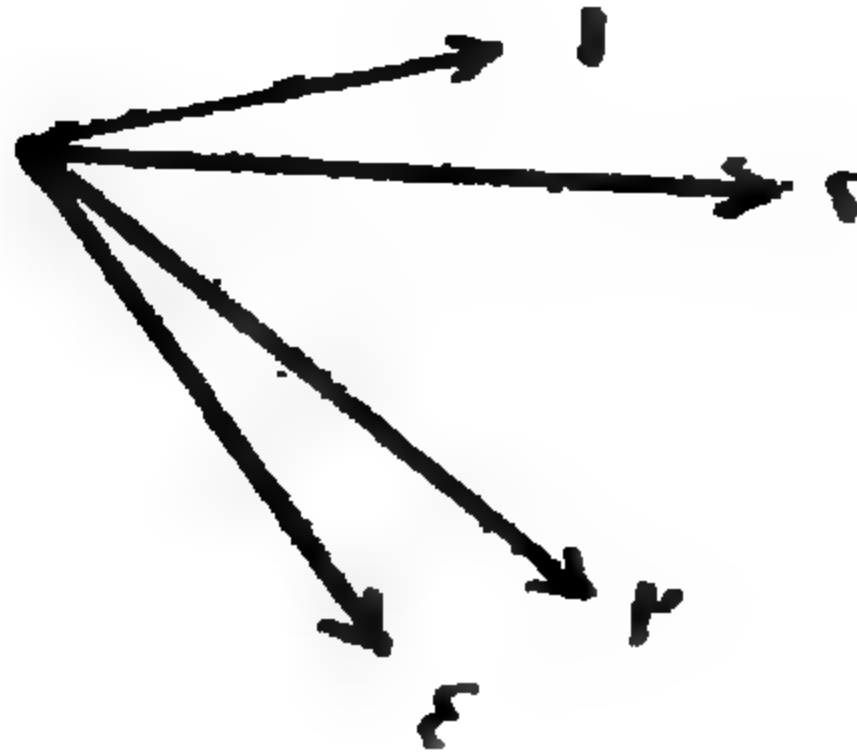
وأحد الحلول الممكنة هي وضع موجه مرجعي مفرد يمر خلال التكوين بموضع يزيد من مجموع مربعات التشعبات إلى أقصى حد كما في الشكل ( ٨ - ٢ ) . ويكون هذا هو المحور الأساسي الأول ، وتشعب به كل المتغيرات الأربع بتشعبات عالية ، ويرجع إليه قدر كبير من التباين الذي تشترك فيه المتغيرات الأربع . وإذا إستخلصنا عامل ثان متعامد على العامل الأول ، فإننا نحصل على الشكل ( ٨ - ٣ ) . ويمكن الإحتفاظ بتعامد

هذين العاملين وتدويرهما إلى الموضع المبين بالشكل ( ٨ - ٤ ) . أو تمرير مستويين مائلين كل منهما على الآخر ، خلال تجمعات الاختبارات التي ترتبط ببعضها إرتباطا عاليا ، حتى تزيد عدد التشعبات الصفيرية أو القريبة من الصفر إلى أقصى حد ، ووضع محاور العوامل متعامدة على المستويين عند نقطة الأصل كما في الشكل ( ٨ - ٥ ) ، حيث يتضح أن التدوير المائل أكثر تعقيدا من التدوير المتعامد . ويمكن تمثيل العامل العام لسيرمان في حالة المصفوفة أحادية البعد أى ذات الدرجة الواحدة ، بالشكل ( ٨ - ٦ ) حيث نلاحظ أن إبتعاد مواقع المتغيرات عن الموجه المرجعى ، وإبتعادها عن بعضها ، يرجع فقط إلى أخطاء العينة . وإذا كان إبتعاد مواقع الاختبارات عن الموجه المرجعى أكبر من أن نرجعه إلى الصدقة فإننا نتطلب بعدد ل نرجع إليها علاقات الاختبارات ببعضها ، أحدهما العامل العام والآخر عامل طائفي متعامد عليه ليمثل نسبة التباينات المشتركة للإختبارين ٣ ، ٤ التى لم يوضحها العامل العام . وهذا ماذهب إليه هولزنجير في نظرية العوامل الثنائية . وقد يتقبل سيرمان وأتباعه أيضا وضع المحاور المرجعية فى تكوين من بعدين أو أكثر .

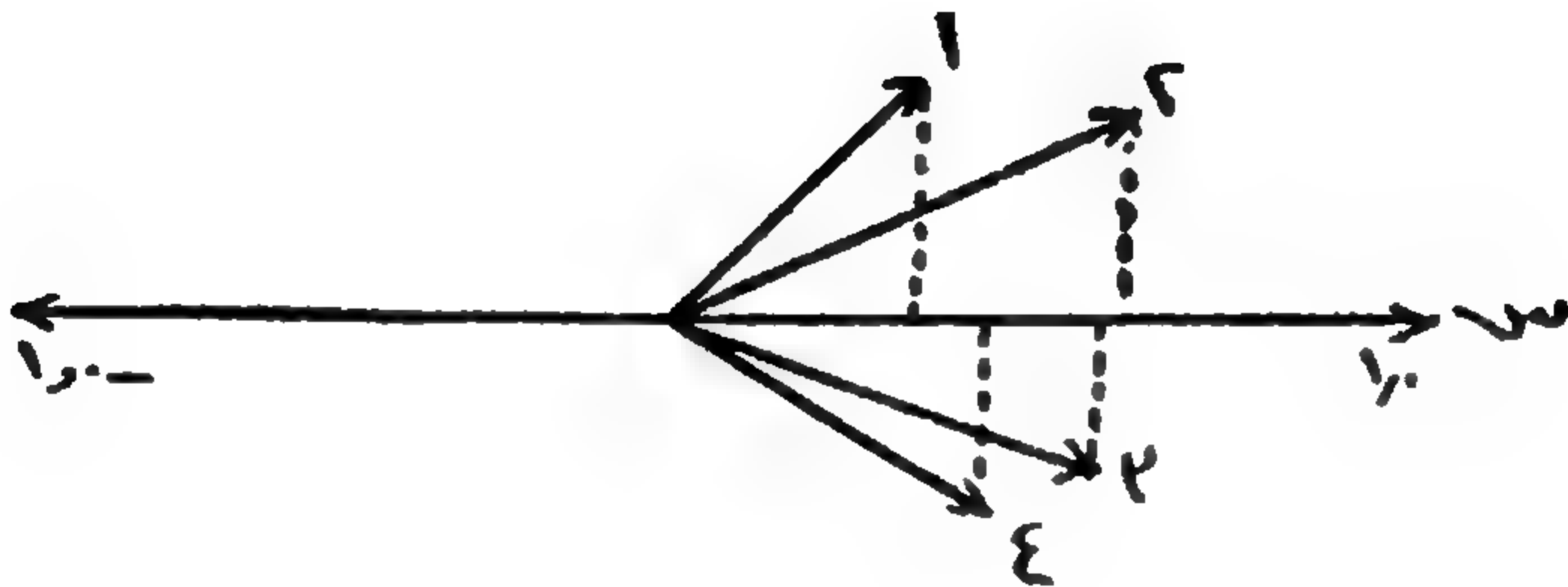
ويرى ثرستون وآخرون من يفضلون العوامل المتعددة أن وضع المحاور كما هو مبين بالشكل ( ٨ - ٤ ) أو ( ٨ - ٥ ) أكثر فائدة . ويستخدمون المحاور المرجعية المتعامدة أو المائة معتمدين على أكثرها ملاءمة للتكوين . ويفضل عدد من علماء التحليل العاملى ، على أى حال ، الحل المتعامد مهما يكن هناك من مبررات لسهولة ولأنه يفترض وجود المتغيرات المرجعية المستقلة . وعند تصميم دراسة تحليلية ، فغالبا ما نختار المتغيرات بحيث نتوقع الحصول على تركيب معين . وبذلك يكون هناك بعض الأساس فى تحديد مواضع المحاور المرجعية .



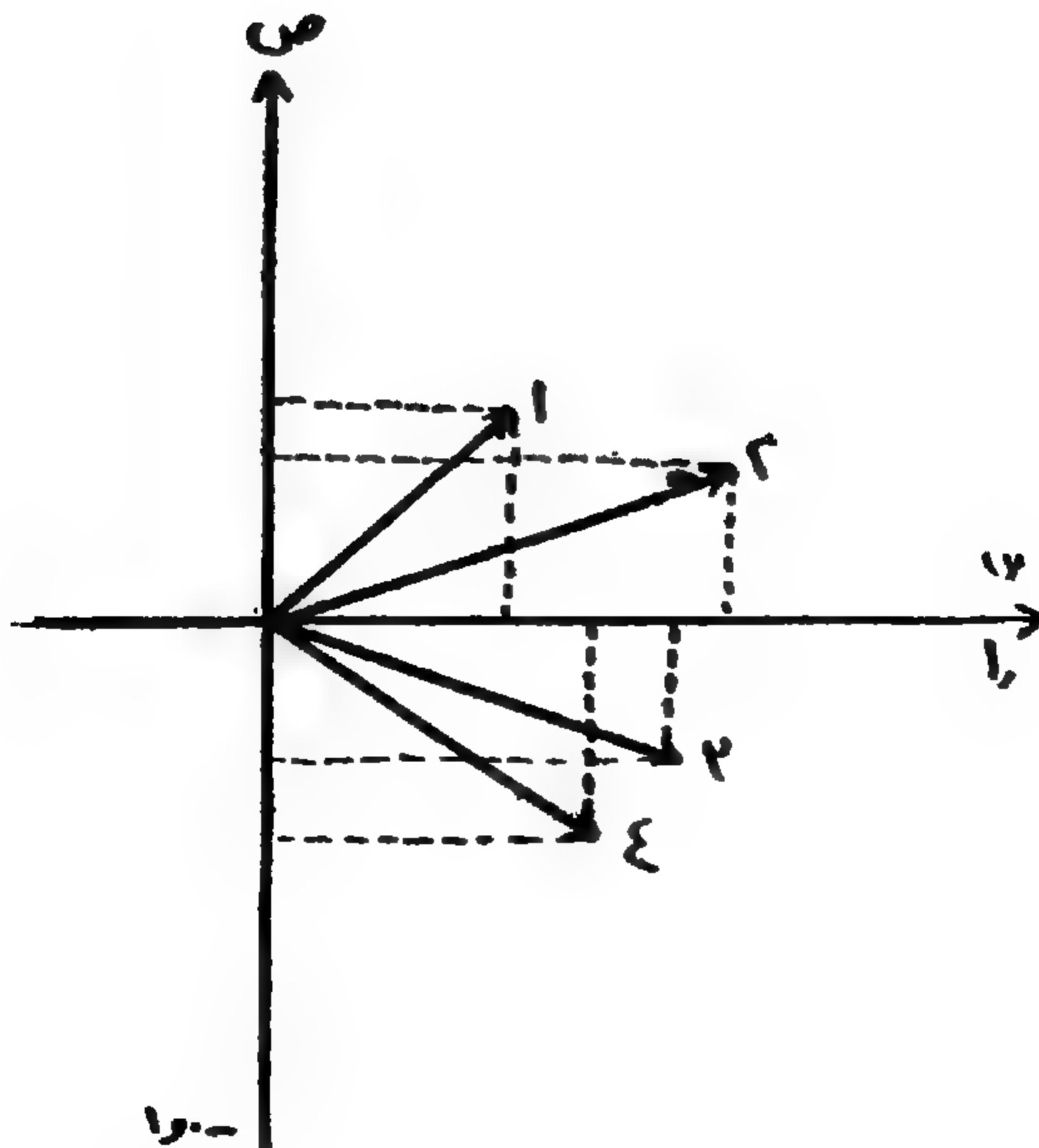
شکل (۱-۸)



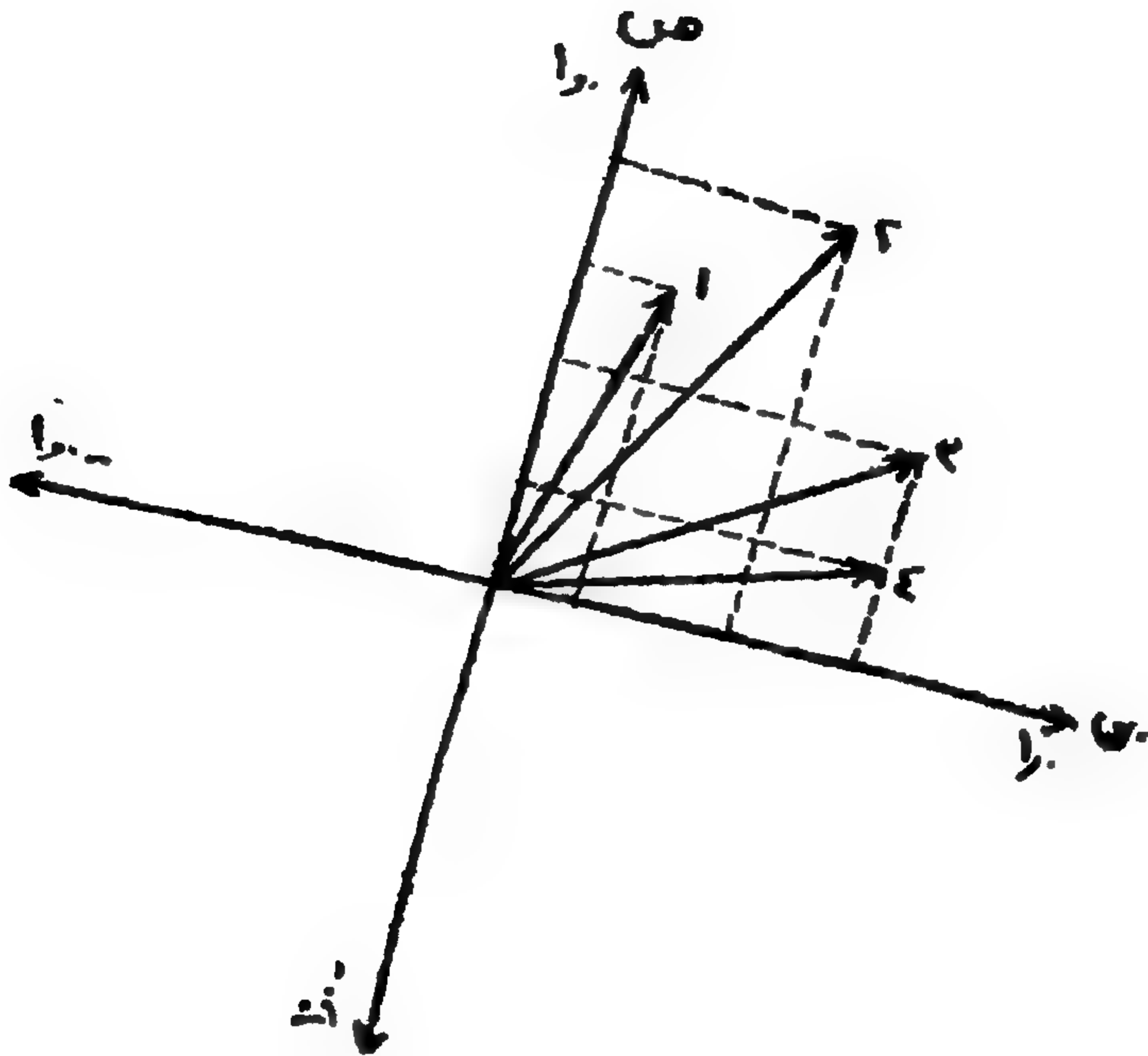
شکل (۲-۸)



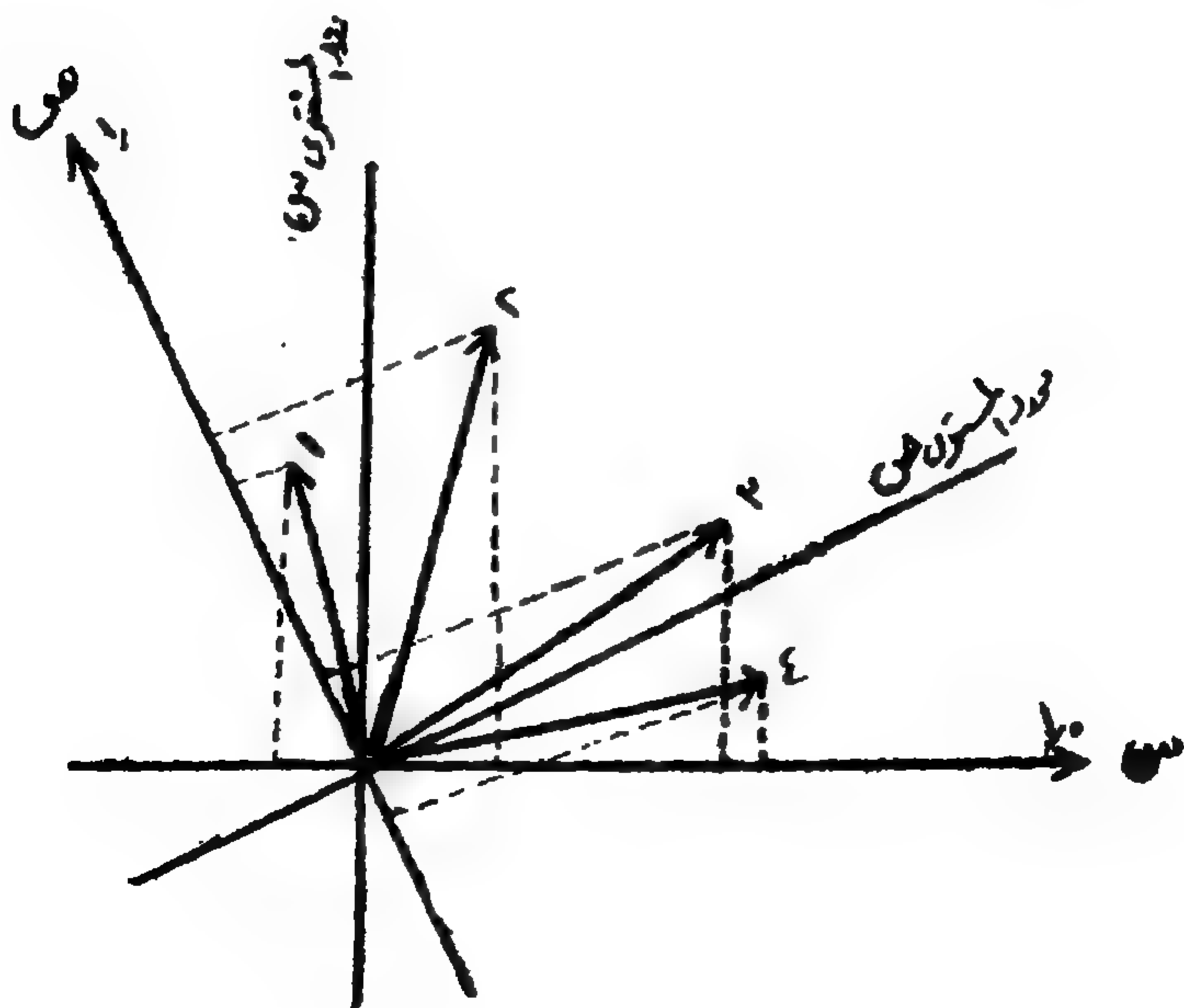
شکل (۳-۸)



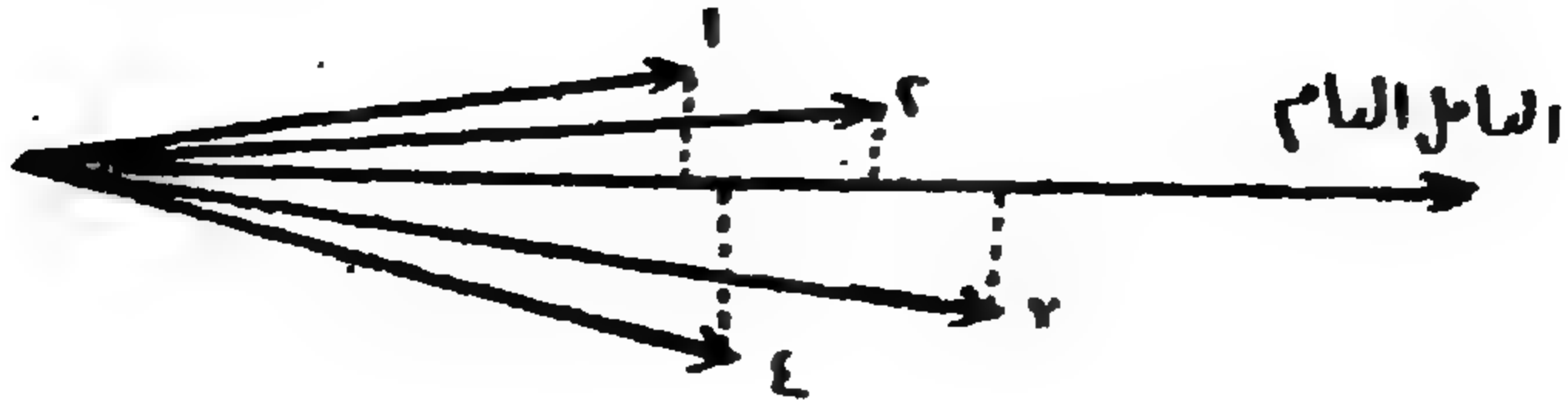
شکل (۸-۴)



شکل (۸-۵)



شكل ( ٨ - ٦ )



ولقد وضع ثرستون محكات لتصميم البحث التحليلي حتى نحصل على تكوين قريب نسبيا للاختبارات وهو ما يعرف بالتركيب البسيط Simple structure كما نحصل على أوضاع محددة نسبيا للمحاور المرجعية وهو ما يعرف بالوضع الموجب Positive manifold .

كما وضع ثرستون عددا من المعايير الخاصة للتركيب البسيط . لكن هذه المعايير تنطبق على التدوير المائل بسهولة أكبر عما يحدث مع التدوير المتعامد . ومع هذا يمكننا استخدام التركيب البسيط في كلا النوعين من التدوير . وهذه المعايير هي :

١ - يجب أن يتشبع كل اختبار على الأقل بتشبع واحد قريب من الصفر .

٢ - يجب أن يكون هناك على الأقل في عمود كل عامل ، عدد من الاختبارات بتشبعات صفرية بقدر ما هناك من عوامل .

٣ - وبالنسبة لكل زوج من العوامل يجب أن يكون هناك عدد من المتغيرات ذات التشبعات بأحد العوامل بينما تكون تشبعاتها بالعامل الآخر قima صفرية .

٤ - وبالنسبة للدramات التي تتضمن أربعة عوامل أو أكثر ، فيجب أن يكون هناك عدد من المتغيرات ذات تشبعات صغيرة جداً بأى زوج من العوامل بحيث يمكن إهمالها .

هـ - ويجب أن يكون هناك عدد قليل من المتغيرات بتشعبات ذات دلالة لآى زوج من العوامل .

ويقرر ثرستون أن تدوير المحاور للحصول على التركيب البسيط يؤدي إلى نفس العوامل عند تحليل نفس الاختبارات إذا ما وجدت في بطاريات مختلفة . ولقد أيدت الدراسات ما ذهب إليه ثرستون ببيان تكرار ظهور العوامل ذات الدلالة عند تدويرها إلى التركيب البسيط . ولقد أيد ألكسندر قيمة التركيب البسيط عند ما قام بتدوير عوامله إلى أن توصل إلى مجموعة من العوامل أكثر سهولة في تفسيرها . فظهر له أن بعمله هذا قد قام بدون قصد ما توصل إليه ثرستون ، حيث كان يقلل إلى أقصى حد من التشعبات السالبة كما كان يزيد من عدد التشعبات الصفرية .

ويتحدد الوضع الموجب عند تدوير المحاور بحيث تصبح كل التشعبات موجبة أو صفرية . وعمليا يمكن التغاضي عن التشعبات السالبة الصغيرة . ويفيد هذا خاصة في مجال القدرات التي ترتبط بمقاييسها فيما بينها ارتباطا موجبا . ولا يفيد محك الوضع الموجب في حالة السمات المراجعية حيث يوجد هناك التشعبات الموجبة والسالبة . ولكن يمكن تطبيق محك التركيب البسيط .

وعادة ما يتبع الباحث عددا من المحكات . فيشير فرنون إلى أن علماء التحليل العامل نادرا ما يأخذون بمحك زيادة عدد التشعبات الصفرية بمفرده ، ولكنهم عند تدوير المحاور يأخذون في الاعتبار محتوى الاختبارات . ويقرر بيرت أن نمط الإشارات للعوامل الأولى يفيد كثيرا حيث يلقي ضوءا على تجمع المتغيرات . ويقترح جيلفورد أنه يجب الإهتمام بالمتغيرات التي أظهرت عوامل معينة في التحاليل العاملية السابقة . وفيما يلي ملخصا لما ناقشه كاتل من محكات .

١ - تدوير محاور العوامل لكي تتفق مع نتائج الدراسات النفسية

الإكلينكية والعامية . حيث تمر المحاور في تجمع المتغيرات أو الأعراض التي تؤدي إليها النظرية الإكلينكية أو النفسية وما تكشف عنها الملاحظات .

٢ — تدوير المحاور لتتفق مع العوامل المتعامدة التي كشفت عنها التحاليل العاملية السابقة .

٣ — تدوير المحاور لوضعها في مركز تجمع المتغيرات .

٤ — تدوير المحاور لتتفق مع العوامل المتعامدة التي يثبت وجودها تباعا . وبهذه الطريقة يمكن أن نبدأ بعامل ما نعرف موضعه ثم إضافة العوامل الأخرى عاملا بعد الآخر بحيث يتعامد مع العامل الأول الذي نعرف موضعه . وبهذا يمكن تدوير عددا من العوامل إلى مواضعها . ولا تنطبق هذه القاعدة إلا على العوامل المتعامدة فقط .

٥ — تدوير المحاور للحصول على نمط التشعبات التي تتفق مع التوقعات النفسية العامة . فالعوامل التي تمثل السمات المكتسبة بالتعليم أو التدريب يجب أن نتوقع لها تشعبات عالية جدا أو منخفضة جدا بينما يجب أن نتوقع للعوامل التي تمثل السمات الفطرية تشعبات معتدلة . وعلى ذلك إذا وجد هذين النوعين من العوامل في دراسة ما ، فعلى أن نسترشد إلى حد ما بهذه القاعدة بحيث نكشف عن أكبر قدر ممكن من العوامل التي نتوقع أنماط تشعباتها .

٦ — تدوير المحاور للحصول على نمط من التشعبات المشابهة نسبيا . ويهدف هذا المحك إلى توسيع مدى الاتفاق بين عدد كبير من الدراسات . فإذا كشفت عدد من الدراسات عن عوامل مشتركة فإن تدوير المحاور يجب أن يتم بحيث يزيد من الاتفاق بين تلك الدراسات . وإذا اختلفت الدراسات في ظروفها التجريبية أو في مجموع عيناتها ، فإن اتفاق أنماط تشعبات العوامل يكون جزئيا أكثر منه مطلقا .



## التدوير المتعامد مقابل التدوير المائل

يوجد بين الباحثين خلاف حول الزاوية التي يجب أن تفصل المحاور المرجعية . فيفضل البعض الاتجاه الذي يأخذ بأن الزوايا التي تفصل بين المحاور المرجعية يجب أن تختلف من تحليل إلى آخر . ولكن يفضل المؤلف ككثير من الباحثين التدوير المتعامد للأسباب التالية :

١ — الإستقلال : ونعني بالإستقلال عدم إرتباط المحاور فيجب ألا نأخذ بفكرة إرتباط العوامل . فإذا لم تكن وسائل القياس مستقلة ، فإن هذا يدل على أن المقاييس المستقلة لم توضع بعد أكثر مما يدل على أن العوامل ترتبط فيما بينها .

٢ — البساطة : يسهل تناول العوامل المتعامدة بالعمليات الحسابية والرسم البياني . فورق الرسم البياني مقسم إلى خطوط متعامدة ، ويمكن تمثيل المحاور المتعامدة عليه بسهولة ودقة . وإذا استخدم ورق الرسم البياني المتعامد لتمثيل المحاور المائلة فسيؤدي هذا إلى عدم الدقة في التمثيل البياني . كما أن العمليات الحسابية للمحاور المتعامدة أسهل منها للمحاور المائلة .

٣ — ثبات الزوايا بين المحاور : يتوقف ميل المحاور المائلة في أى دراسة على ثبات العينة وعلى ذلك تختلف الزوايا التي تفصل بين المحاور من عينة إلى أخرى .

٤ — تشابه النتائج : وفيما عدا الحالات التي ترتبط فيها العوامل ارتباطاً عالياً ، فإنه لا يوجد فرق بين تفسير العوامل التي نستخلصها باستخدام المحاور المتعامدة والتي نستخلصها باستخدام المحاور المائلة .

ومن أكثر طرق التدوير إستخداماً هي تدوير كل محورين معا

Two by two rotation والتي تتناوإا بالشرح مستخدمين مصفوفة العوامل  
المبينة بالجدول (١ - ٨) .

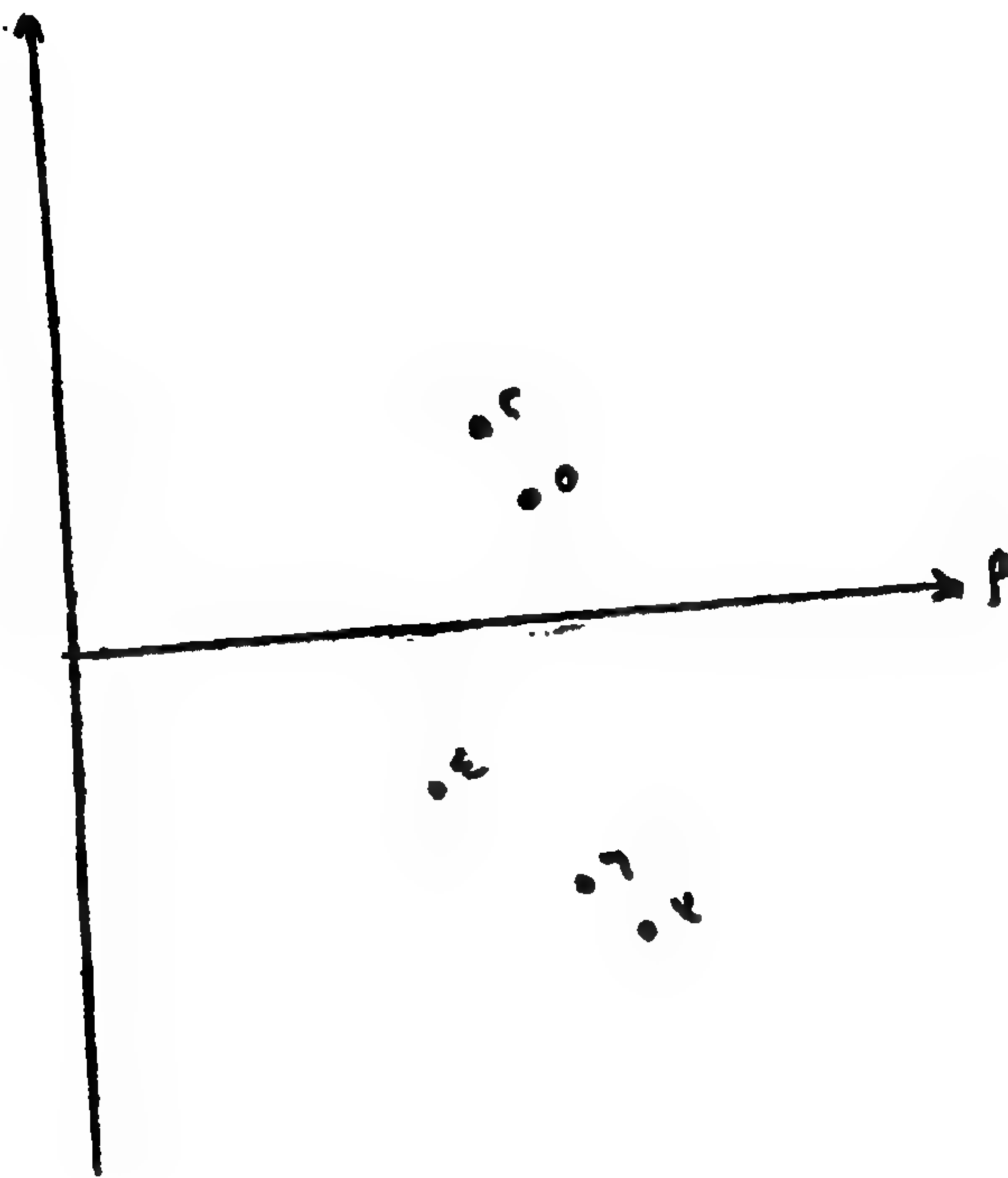
الجدول (١ - ٨) : مصفوفة العوامل

هـ	ح	ب	ا	
,٦٧٤	,٠٧٤	,٦١٢	:٥٤٢	١
,٦٣٤	,٣٤٨—	,٣٤٢	,٦٢٩	٢
,٥٥٨	,١٩١	,٤٩٢—	,٥٢٩	٣
,٤١٥	,٥٥٠—	,١٨٢—	,٢٨١	٤
,٤٨٩	,٢٧٤	,١٤٣	,٦٢٨	٥
,٤٩٣	,٣٥٩	,٤٢٤—	,٤٢٩	٦

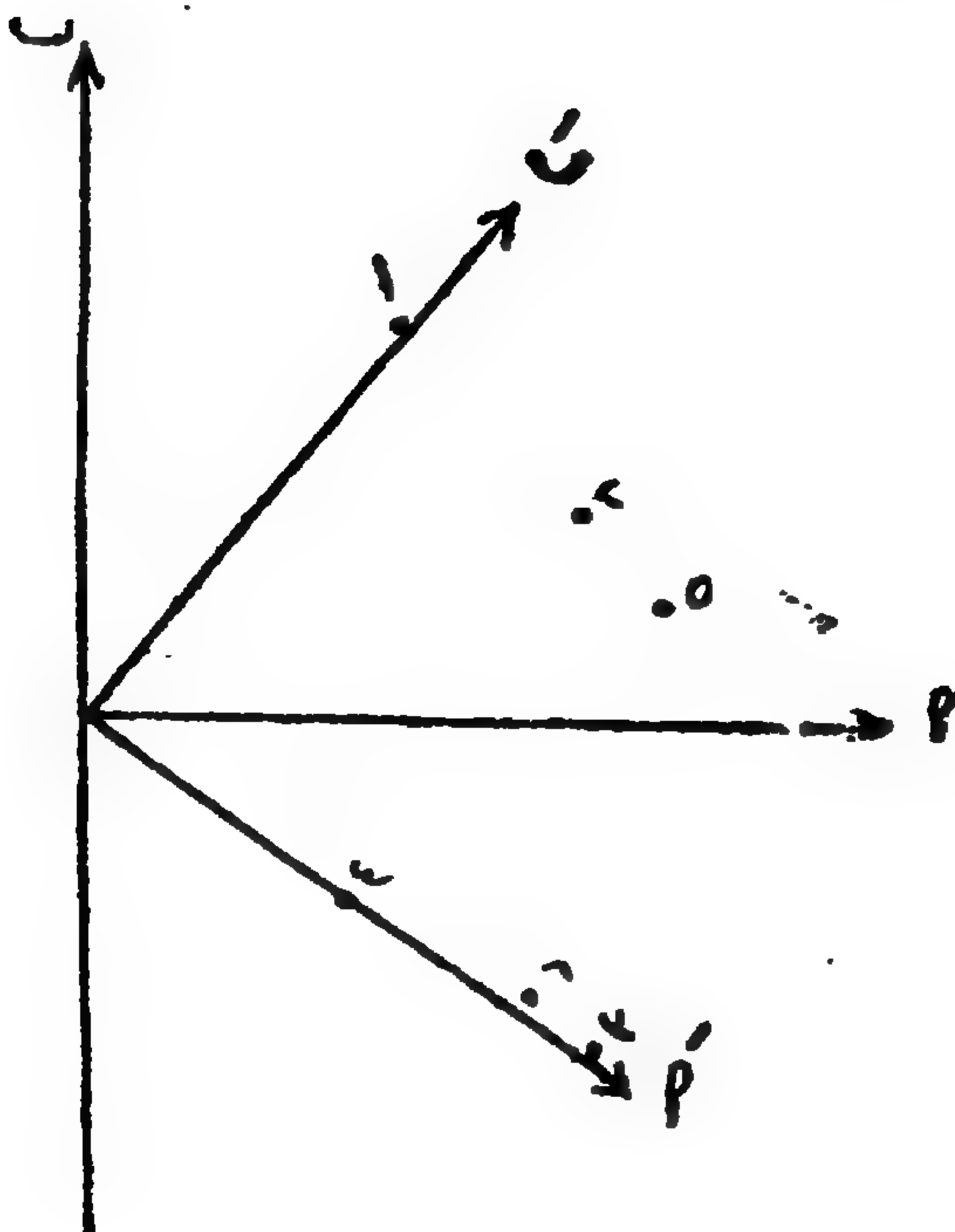
١ — نبدأ عملية التدوير بالعاملين ١ ، ب حيث يمثل المحور الأفقى العامل  
الأول والمحور الرأسى العامل الثانى . وباستخدام تشبع الإختبارات بالعاملين ،  
كإحداثيات يمكن تحديد موزعا اسكل إختبار بحيث يمثل هذا الموضع  
بنقطة كما هو مبين بالشكل (٢ - ٨) .

٢ — نلاحظ من الشكل أن الإختبارات ٣ ، ٤ ، ٦ تقع على خط  
مستقيم من نقطة الأصل . فإذا تم تدوير المحاور بزاوية ٤٢ درجة فى إتجاه  
عقرب الساعة ، فإن موضع المحور الجديد 'ا' يمر بالنقط الممثلة للإختبارات  
٣ ، ٤ ، ٦ ، بينما يمر المحور الجديد 'ب' بالنقطة الممثلة للإختبار ١ كما فى  
الشكل (٣ - ٨) .

شکل (۱-۲)



شکل (۱-۲)



٣ — يتضح من الشكل ( ٨ ، ٣ ) أنه لا يوجد للإختبارات ٣ ، ٤ ، ٦ ، أى مساقط على المحور ب' ، وبذلك لا تحمل الإختبارات ٣ ، ٤ ، ٦ أى تشبعات تقريباً بالعامل الثانى الذى يمثله هذا المحور . بينما تشبع هذه الإختبارات بالعامل الأول بتشبعات عالية . كما لا يوجد للإختبار ١ أى مسقط على المحور ١' وبذلك لا يحمل أى تشبع بالعامل الأول الذى يمثله هذا المحور ، ولكنه يحمل تشبعاً عالياً بالعامل الثانى . أما الإختباران ٢ ، ٥ فيحملان تشبعات بكل من العامل الأول والثانى حيث يوجد لهما مساقط على كل منهما .

٤ — توجد الإحداثيات الجديدة للإختبارات بعد تدوير المحورين إلى الوضع الجديد باستخدام زاوية دوران مقدارها ٤٢ درجة . وتدل قيم هذه الإحداثيات على التشبعات الجديدة ويستخدم لذلك المعادلتين التاليتين .

$$ت' = ت_١ جتا \theta - ت_٢ حا \theta$$

$$ت' = ت_٢ جتا \theta + ت_١ حا \theta$$

حيث أن  $ت_١$  ،  $ت_٢$  = تشبع الإختبارين بالعاملين ١ ، ٢ الأصلية

$ت'_١$  ،  $ت'_٢$  = تشبع الإختبارين بالعاملين ١ ، ٢ بعد التدوير

$$\theta = \text{زاوية الدوران}$$

فإذا كان تشبع الإختبار ١ بالعامل الأول ٥٤٢ ، وبالعامل الثانى ٦١٢ ، فبعد تدوير المحورين بزاوية ٤٢° نحصل على التشبعات الجديدة بالتعويض فى المعادلتين ؛ علماً بأن جتا ٤٢° = ٧٤٣ ، و حا ٤٢° = ٦٦٩ ،

$$ت'_١ = ٥٤٢ ، ٧٤٣ \times ٦١٢ - ٦٦٨ \times ٠٠٦ =$$

$$ت'_٢ = ٦١٢ \times ٧٤٣ + ٥٤٢ \times ٦٦٩ = ٨١٨ ،$$

ويصبح تشبع الإختبار ١ بالعامل الأول ٠٠٦ ، وبالعامل الثانى ٨١٨ .

وهكذا يمكن أن نحسب التشبعات الجديدة لكل الاختبارات . ويجب أن نراجع صحة العمليات الحسابية وذلك بمقارنته حاصل جمع مربعي كل تشبعين جديدين ، بحاصل جمع مربعي كل تشبعين قبل التدوير حيث يجب أن يتساوى حاصل الجمعين ، كما يتضح من الجدول ( ٨ - ٢ ) .

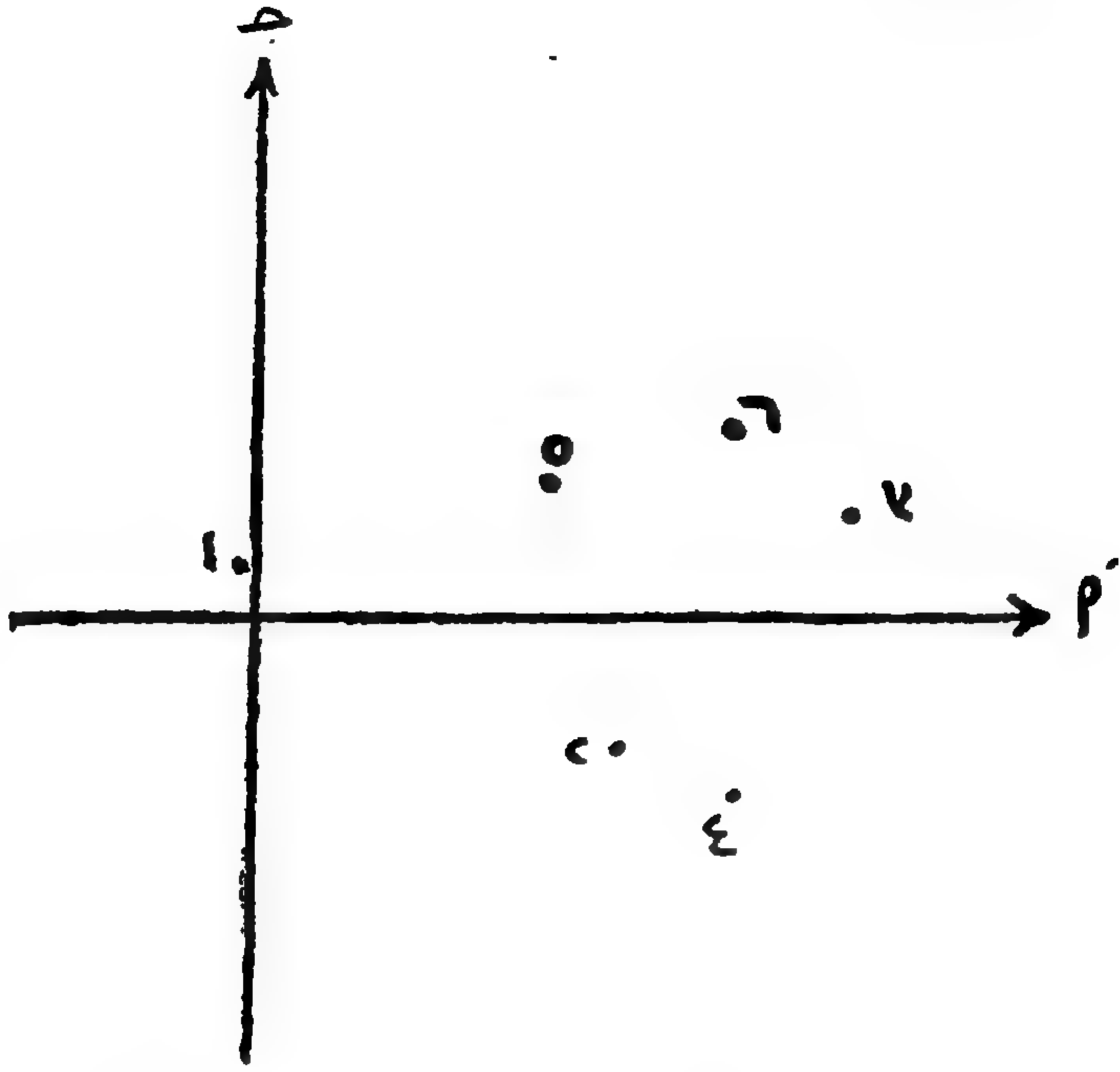
جدول ( ٨ - ٢ ) : تشبع الاختبارات بالعاملين ١ ، ٢ قبل التدوير وبعده

٢ هـ	التشبع بعد التدوير		٢ هـ	التشبع قبل التدوير		
	١	٢		١	٢	
٦٦٧	٨١٧	٠٠٧ -	٦٦٩	٦١٢	٥٤٢	١
٥١٤	٦٧٥	٢٣٩	٥١٣	٣٤٢	٦٢٩	٢
٥٢١	٠١٢ -	٧٢٢	٥٢٢	٤٩٢ -	٥٢٩	٣
١١٣	٠٥٣	٣٣١	١١٢	١٨٢ -	٢٨١	٤
٤١٥	٥٢٦	٣٧١	٤١٤	١٤٣	٦٢٨	٥
٣٦٣	٠٢٨ -	٦٠٢	٣٦٤	٤٢٤ -	٤٢٩	٦

٥ - وباستخدام تشبع الاختبارات بالعامل الأول بعد التدوير والعامل الثالث نحصل على الشكل ( ٨ - ٤ ) .



شكل (٨ - ٤)



يتضح من الشكل أن الاختبار ١ يقع قرب نقطة الأصل وأن الاختبارين ٤ ، ٢ يقعان على نصف قطر واحد تقريباً . ويقع الاختبارين ٤ ، ٢ على نصف قطر آخر. وتدوير المحورين ١ ، ٢ بزاوية  $49^\circ$  في اتجاه عقرب الساعة فالتناجد أن المحور يمر بالاختبارين ٤ ، ٢ تقريباً . ويمر المحور ١ بالاختبارين ٤ ، ٢ تقريباً . وباستخدام جتا  $40^\circ = 0.766$  و  $49^\circ = 0.755$  ، وبالتعويض في المعادلتين السابقتين نحصل على تشبع الاختبارات الجديدة بالعامل الأول بعد تدويره مرة ثانية وبالعامل الثالث بعد تدويره مرة واحدة. وبهذا نحصل على المصفوفة المبينة بالجدول (٨ - ٣) التي تمثل تشبع الاختبارات بعد تدوير المحاور . ومن الملاحظ أن العامل الأول قد تم تدويره مرتين ، بينما تم تدوير كل من العامل الثاني والثالث مرة واحدة . ويجب وضع علامة على رقم العامل لتدل على عدد مرات تدويره . ولقد اتخذنا هنا الشرطة المائلة كعلامة ، وبذلك وضعنا على الحرف الدال على العامل الأول شرطتين وشرطة على كل من الحرف الدال على العامل الثاني والعامل الثالث.

جدول ( ٨-٣ ) تشبع الإختبارات بعد تدوير العوامل

١	٢	٣	٤	٥
١	٠٠٦٠—	٨١٧	٠٠٤٣	٦٧٣
٢	٠٤٢٠	٦٧٥	٠٠٤٨—	٦٣٤
٣	٠٣٢٩	٠٠١٢—	٦٧٠	٠٥٥٧
٤	٠٦٣٢	٠٠٥٣	٠١١١—	٤١٤
٥	٠٠٣٧	٠٥٢٦	٠٤٦٠	٤٩٠
٦	٠١٢٤	٠٠٢٨—	٦٩٠	٤٩٢

ويمكن إجراء عمليات تدوير أخرى لتنقية التشبعات حتى نحصل على أقرب تكوين ذو دلالات نفسية . ولمراجعة العمليات الحسابية يجب أن تساوى إشتراك الإختبار بعد التدوير إشتراكه قبل التدوير . وعادة نتغاضى عن الفروق البسيطة ، في حدود الصفر ، بين القيمتين . كما يتضح من الجدول ( ٨ - ٤ ) .

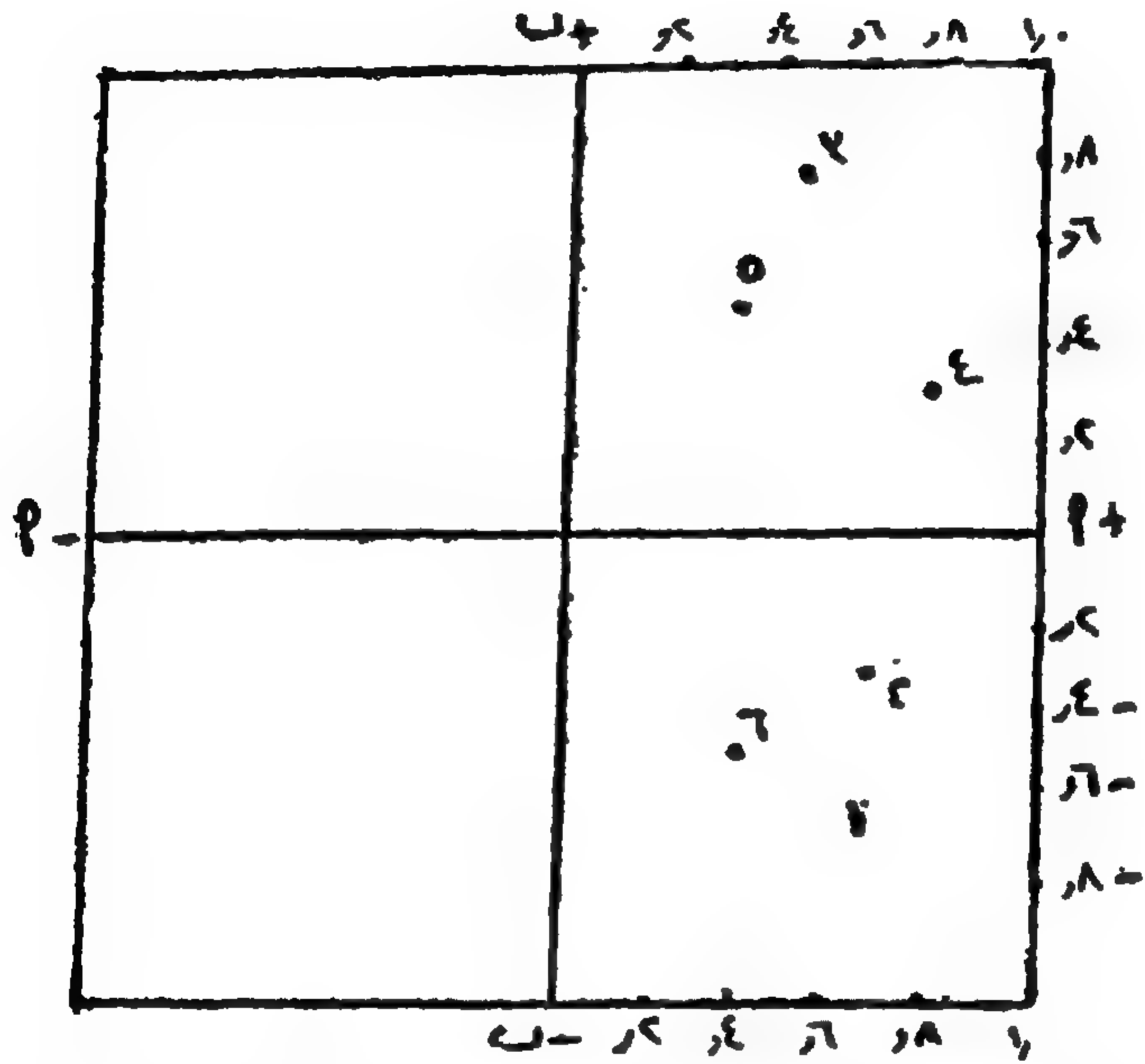
جدول ( ٨-٤ ) : إشتراكيات الإختبارات قبل التدوير وبعده

هـ قبل التدوير	هـ بعد التدوير	
٦٧٤,	٦٧٣,	١
٦٣٤,	٦٣٤,	٢
٥٥٨,	٥٥٧,	٣
٤١٥,	٤١٤,	٤
٤٨٩,	٤٩٠,	٥
٤٩٣,	٤٩٢,	٦

وفىما يلى خطوات طريقة أخرى لإجراء عملية التدوير المتعامد بطريقة كل محورين معاً .

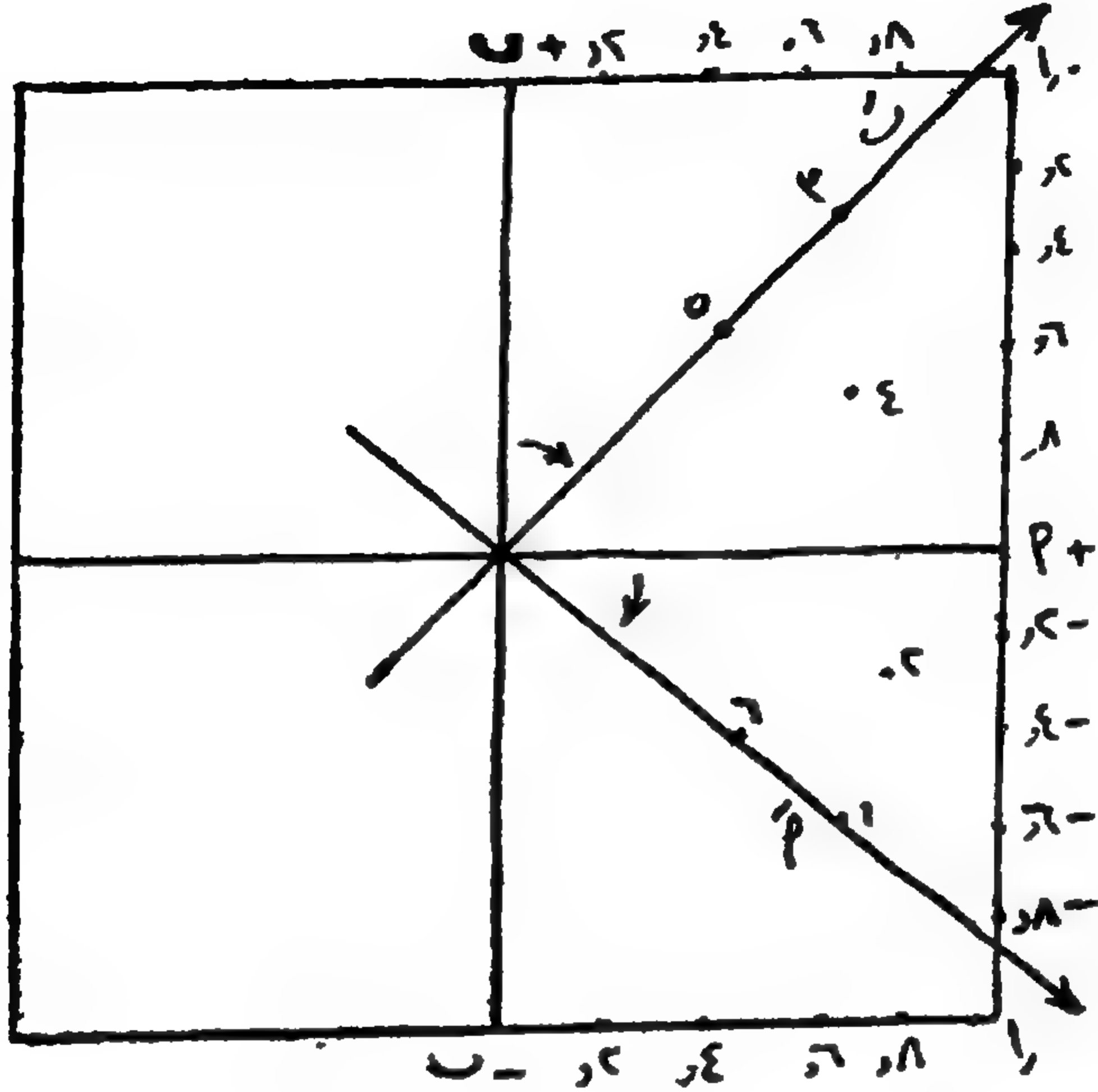
١. — نبدأ بتمثيل العامل ١ بالمحور الأفقى والعامل ٢ بالمحور الرأسى ثم نحدد مواضع الإختبارات باستخدام تشبعاتها بكل من العامل الأول والثانى كما يتضح من الشكل ( ٨ - ٥ ) .

شكل ( ٨ - ٥ ) : تمثيل العاملين ١ ، ٢ بالمحورين الأفقي والرأسي ومواقع الاختبارات بالنسبة لهما



وبعد تدوير المحورين نحصل على الوضع المبين بالشكل ( ٨ - ٦ ) ونرمز للمحورين الجديدين بالرمز ١' ، ٢' . ومن المرغوب فيه عند محاولة تدوير المحورين أن نجعل المحور ١' قريب من ١ والمحور ٢' قريب من ٢ بالإضافة إلى ما يرى الباحث إستخدامه من محكات .

شكل (٨ - ٦) : العاملان ١ ، ٢ بعد تدويرهما إلى الوضعين ٢' و ١'.



٢ - نحسب مصفوفة التحويل  $T$ ، وهي المصفوفة التي بضربها في مصفوفة العوامل الأصلية  $S$  نحصل على مصفوفة العوامل المدارة.

٣ - نحسب الأعداد الموجبة Direction numbers لكل محور جديد. ونعني بالأعداد الموجبة قيمتي الإحداثيين للمحور الجديد بالنسبة للمحور الأصلي. فوضع المحور ١' يمكن أن نحدده بإحداثي نقطة على هذا المحور. ولنفرض نقطة على بعد ١٠٠ في اتجاه ١. فيكون الإحداثي المقابل في اتجاه ٢ هو -٨٩. وللمحور ٢' تكون الأعداد الموجبة ٨٩، ١٠٠ في اتجاه ١، ٢ على الترتيب. نسجل الأعداد الموجبة في مصفوفة  $T$ . ومن الملاحظ في التدوير المتعامد أن زوجي الأعداد، الموجبة لهما نفس القيمة ماعدا اختلافهما في الترتيب، بالإضافة إلى أن أحدهما يختلف إشارته.

٤ - نقن الأعداد الموجبة لكل محور جديد. ونقصد بالتقنين هنا إيجاد



زوج آخر من الإحداثيات بحيث يساوى مجموع مربعيهما الوحدة . ويتم ذلك بجمع مربعات الأعداد الموجهة لإيجاد  $\epsilon$  . ثم نوجد الجذور التربيعية لهذه المجاميع . وهذه القيم هي التي يجب أن نقسم عليها الأعداد الموجهة للوصول إلى ما نهدف إليه . وبدل أن نقسم على هذه القيم ، نوجد مقلوبها - الذى نرمز له بالرمز  $\epsilon$  - ثم نوجد حاصل الضرب .

٥ - نوجد حاصل ضرب الأعداد الموجهة بالمصفوفة ل فى القيمة  $\epsilon$  لنحصل على جيوب التمام الموجهة Direction Cosines لمصفوفة التحويل ت<sub>١</sub> . وقيم جيوب التمام الموجهة لمحور جديد هي فى الحقيقة مساقط موجه هذا المحور بطول قدره الوحدة على المحاور المركزية . ويلاحظ أن جيوب التمام الموجهة هي أيضاً جيب وجيب تمام زاوية الدوران . فبقياس زاوية الدوران فى مثالنا هذا إلى أقرب درجة نجد أنها  $42^\circ$  ، وجيب هذه الزاوية يساوى ٧٤٣، وجيب تمامها يساوى ٦٦٩، وهما قيمتان لا تختلفان كثيراً عن الجيوب الموجهة .

٦ - وبعد الحصول على مصفوفة التحويل ت<sub>١</sub> ، نقوم بعملية التدوير وذلك بإيجاد حاصل ضرب مصفوفة التحويل فى مصفوفة العوامل المركزية تبعاً لقاعدة ضرب المصفوفات التى سبق ذكرها . فمثلاً نحصل على القيمة الأولى فى المصفوفة المدارة بإيجاد مجموع حاصل ضرب قيم الصف الأول من مصفوفة العوامل فى قيم العمود الأول من مصفوفة التحويل هكذا

( ٦٧٣ ) ( ٧٤٧ ) + ( - ٥٩٨ ) ( - ٦٦٥ ) وهذه القيمة تساوى ٠.٠٩٠ ونحصل على القيمة الأولى فى العمود الثانى فى المصفوفة المدارة بإيجاد مجموع حاصل ضرب قيم الصف الأول من مصفوفة العوامل فى قيمة العمود الثانى من مصفوفة التحويل هكذا ( ٦٧٣ ) ( ٦٦٥ ) + ( - ٥٩٨ ) ( ٧٤٧ ) ، وهذه القيمة تساوى ٠.٠٠١ .

٧ - ومراجعة العمليات الحسابية بعد إتمام عملية التدوير نحسب

الإشتراكيات من تشبع العوامل بعد تدويرها والتي يجب أن تتفق مع  
إشتراكيات العوامل المركزية الأصلية .

مصفوفة العوامل المركزية س

ب	أ	
٥٩٨—	٦٧٣	١
٣٨١—	٧٣١	٢
٥٩٨	٥٣١	٣
٣٩٨	٧٥٦	٤
٤٤٩	٣٩٩	٥
٤٦٥—	٥٢٣	٦

الأعداد الموجهة لـ

ب	أ	
٨٩	١,٠٠	أ
١,٠٠	٨٩—	ب
١,٧٩٢١	١,٧٩٢١	محل <sup>٢</sup>
١,٣٣٨٧	١,٣٣٨٧	محل <sup>٢</sup> ب
٧٤٧٠	٧٤٧٠	محل <sup>٢</sup> = $\frac{١}{٧٤٧٠}$

مصفوفة العوامل المدارة

ب	أ	
٠٠١	٩٠٠	١
٢٠١	٨٠٠	٢
٨٠٠	٠٠١—	٣
٨٠٠	٣٠٠	٤
٦٠١	٠٠١—	٥
٠٠٠	٧٠٠	٦

مصفوفة التحويل ت

جيوب التهام الموجهة

ب	أ
٦٦٥	٧٤٧
٧٤٧	٦٦٥—

وبلاحظ أن مصفوفة العوامل الأصلية  $\times$  مصفوفة التحويل  
= المصفوفة المدارة .

### تدوير المحاور المتعامدة في ثلاثة أبعاد

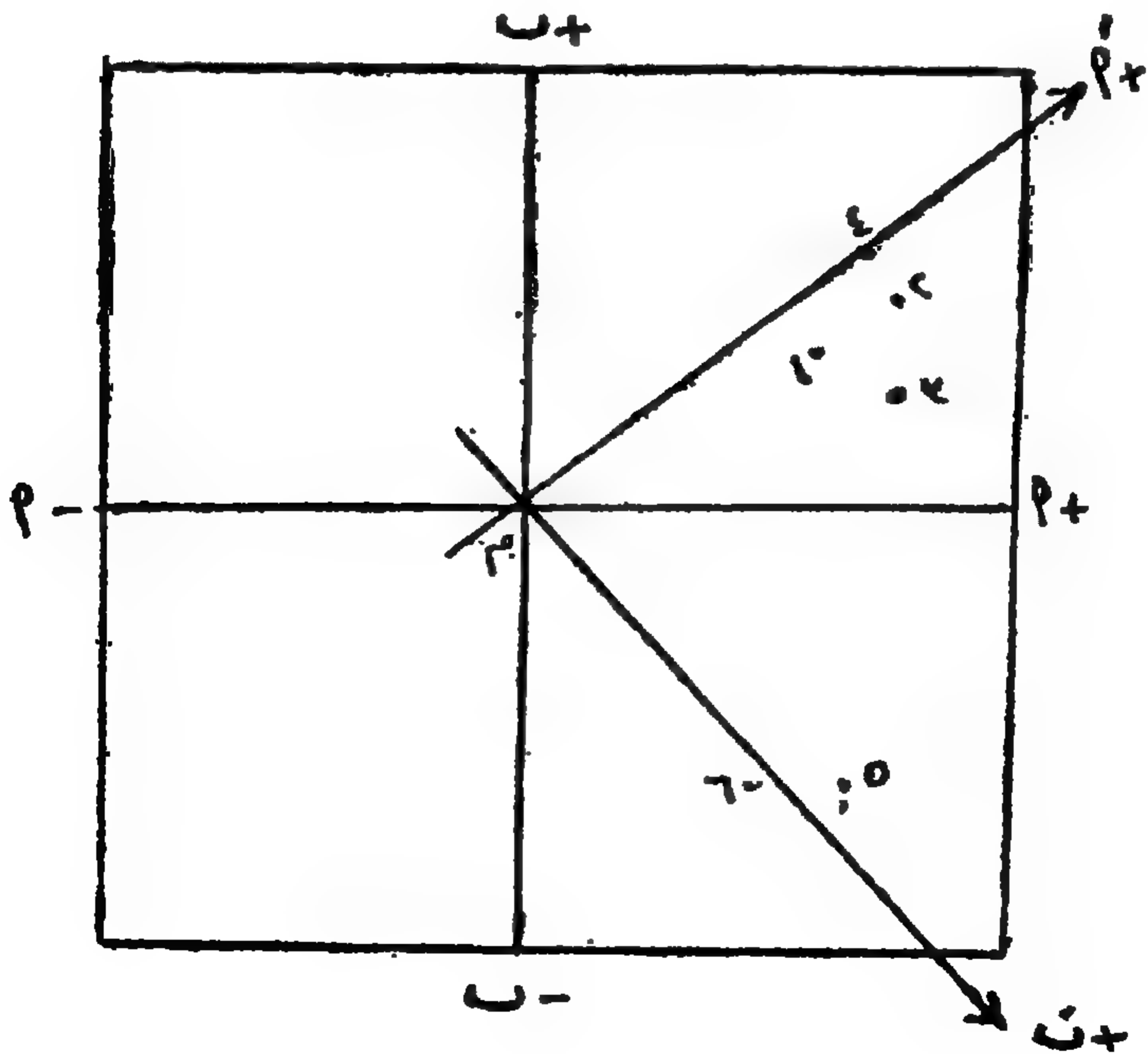
يمكن لعملية التدوير السابقة التي تقوم على بعدين فقط أن تمتد إلى استخدام أبعاد ثلاثة ، أى تدوير ثلاثة عوامل في وقت واحد . وجدير بالذكر أن الخطوات التي نستخدمها هنا تنطبق أيضاً على تدوير أى عدد من الأبعاد . وتقوم الطريقة على التدوير في مستوى واحد في كل مرة ، حيث نختار زوج من العوامل المركزية ، ونعين تشبعاتهما في المستوى المحدد بمحوريهما ، بحيث يتعامد هذان المحوران على المحاور الأخرى كلها . ومن المفيد أحياناً أن نبدأ التدوير باستخدام المحور المركزى الأول مع محور من المحاور الأخرى . فالعامل المركزى الأول له تباين في كل إختبار تقريباً . ونبدأ عملية التدوير الأولى في المستوى ١ م ب الذى يحدده المحوران المركزيان ١ ، ب كما هو مبين بالشكل ( ٨ - ٧ ) . وتشبه العمليات التالية الخطوات الأربع الأولى التي ذكرناها في عملية تدوير محورين معاً في كل مرة . حيث نبدأ بتمثيل العامل الأول بالمحور الأفقى والعامل الثانى بالمحور الرأسى ثم نحدد مواقع الإختبارات باستخدام تشبعاتها بكل من العامل الأول والثانى ثم نقوم بعملية التدوير . والخطوة الثانية تتم بحساب مصفوفة التحويل . وفي الخطوة الثالثة نحسب الأعداد الموجهة . ثم تتم عملية تقنين الأعداد الموجهة لسكل محور جديد في الخطوة الرابعة . وهنا نواجه عملية جديدة ، فمصفوفة التحويل يجب أن تكون من الرتبة الثالثة حيث يوجد هناك ثلاثة عوامل . ويلاحظ أننا نحصل على الخلايا الأربعة التي تتضمن المحورين ١ ، ب في المصفوفة ت ، من إيجاد حاصل ضرب المصفوفة ل في د . وحيث أن المحور ح لم يخضع للتدوير في العملية الأولى فإن جيوب التمام الموجهة تساوى صفراً على المحورين ١ ، ب والواحد الصحيح على ح . وكذلك فالمحاور الجديدة ١ ' ، ب ' لها مساقط صفرية على المحور ح لأنها تبقى متعامدة عليه . ويحسن مراجعة العمليات

الحسابية في هذه الخطوة بإيجاد حاصل جمع مربعات العناصر في أعمدة المصفوفة  $T$  .

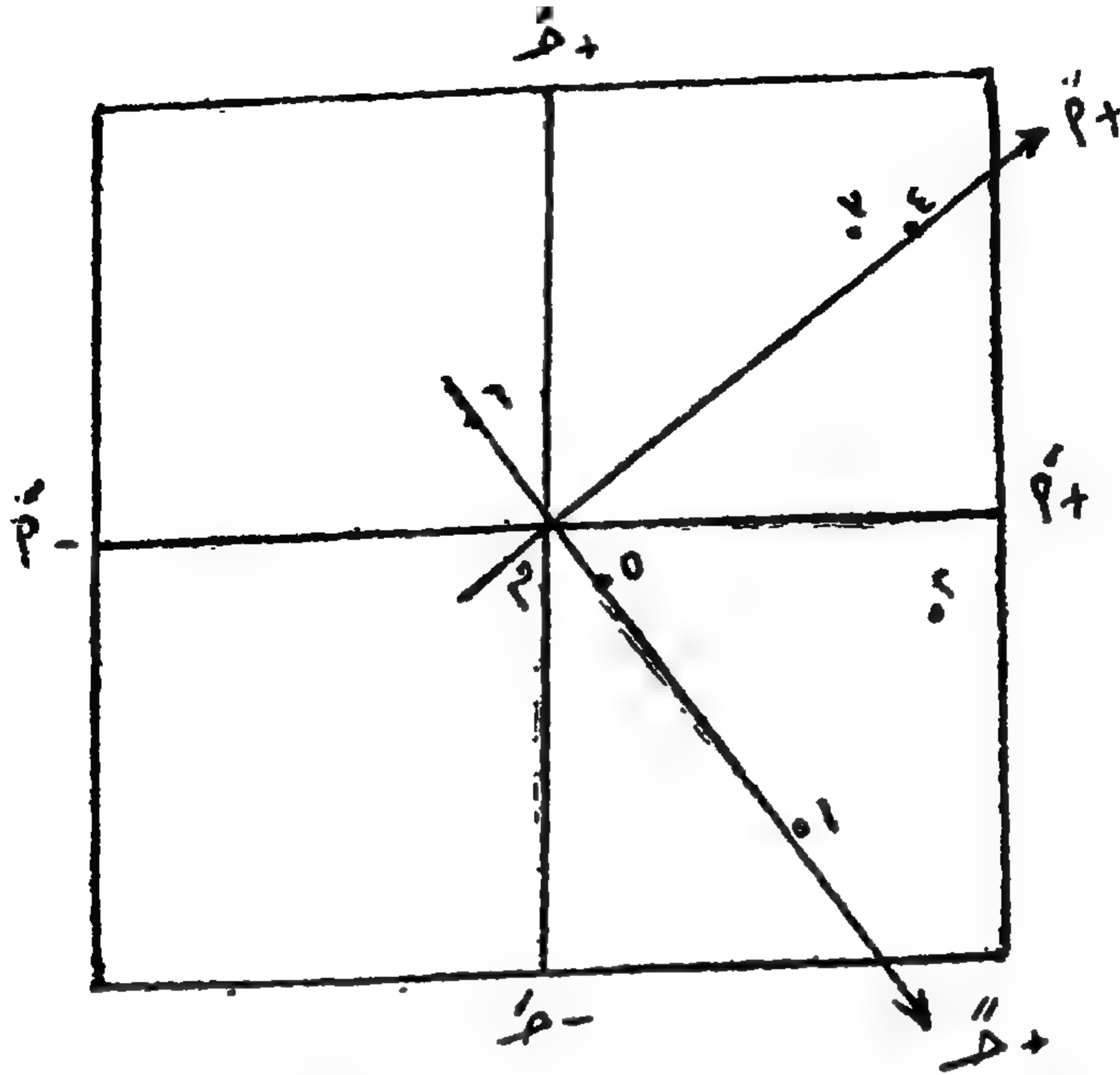
ثم نوجد حاصل ضرب مصفوفة العوامل الأصلية  $S$  في المصفوفة  $T$  لنحصل على مصفوفة العوامل المدارة . ويتضح أن تشبع المتغيرات بالعامل  $ح$  تبقى كما هي دون تغير . وتتضمن عملية الضرب الفعلية عمودين من المصفوفة  $S$  وعمودين وصفين من المصفوفة  $T$  .

نوجد مواقع الاختبارات بالنسبة لمحورين جديدين من مصفوفة العوامل المدارة الأولى ، وليكن المحوران  $١'$  ،  $ح'$  كما هو مبين بالشكل (٨-٨) . وهنا يمكن الحصول على خمس تشبعات صفيرية أو قريبة من الصفر بتدوير المحورين . ثم نحسب الأعداد الموجبة لـ  $١'$  لإيجاد مصفوفة العوامل المدارة الثانية .

شكل (٨ - ٧) : مواقع الاختبارات بالنسبة للمحورين  $١'$  ،  $ح'$



شكل (٨ - ٨) : مواقع الاختبارات بالنسبة للمحورين 'ا' ، 'ح'



وتراجع العمليات الحسابية بحساب جيوب التمام الموجهة في المصفوفة  
ت. وإيجاد حاصل جمع مربعات قيم أعمدة المصفوفة .

الأعداد الموجهة لـ

مصفوفة العوامل س

ب	ا	
٨٧	١,٠٠	١
١,٠٠	٨٧	٢
١,٧٥٦٩	١,٧٥٦٩	٣
١,٣٢٥٤٨	١,٣٢٥٤٨	٤
٧٥٤٤٤	٧٥٤٤٤	٥

ح	ب	ا	
٧١٨-	٢٢٨	٤٩٣	١
٣٢٢-	٣٩٢	٦٢٦	٢
٥١٢	١٨٨	٦٥٨	٣
٥٢٨	١٨٣	٥٤٥	٤
١١٢-	٦٤٨-	٦٨٤	٥
١١٣	٦٤٣-	٤٦١	٦



مصفوفة العوامل المدارة الأولى

ح	ب	أ	
٧١٨—	١٥٢	٥٢٢	١
٣٢٣—	١١٥	٧٢٠	٢
٥١٢	٢٩٠	٦٢٠	٣
٥٢٨	٠٠٧—	٧٢٨	٤
١١٢—	٩٣٨	٠٩١	٥
١١٣	٧٨٨	٠٧٤—	٦

جيوب التمام الموجهة ت

ح	ب	أ	
٠٠٠٠	٦٥٦٤	٧٥٤٤	١
٠٠٠٠	٧٥٤٤—	٦٥٦٤	ب
١,٠٠٠٠	٠٠٠٠	٠٠٠٠	ح
١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	محت

الأعداد الموجهة لـ

ح	أ	
٧٢٠	١,٠٠٠٠	أ
١,٠٠—	٧٢٠	ح
١,٥١٨٤	١,٥١٨٤	لـ
١,٢٣٢٢٣٥	١,٢٣٢٢٣٥	لـ
٨١١٥٣	٨١١١٥٣	فـ

مصفوفة العوامل المدارة الثانية

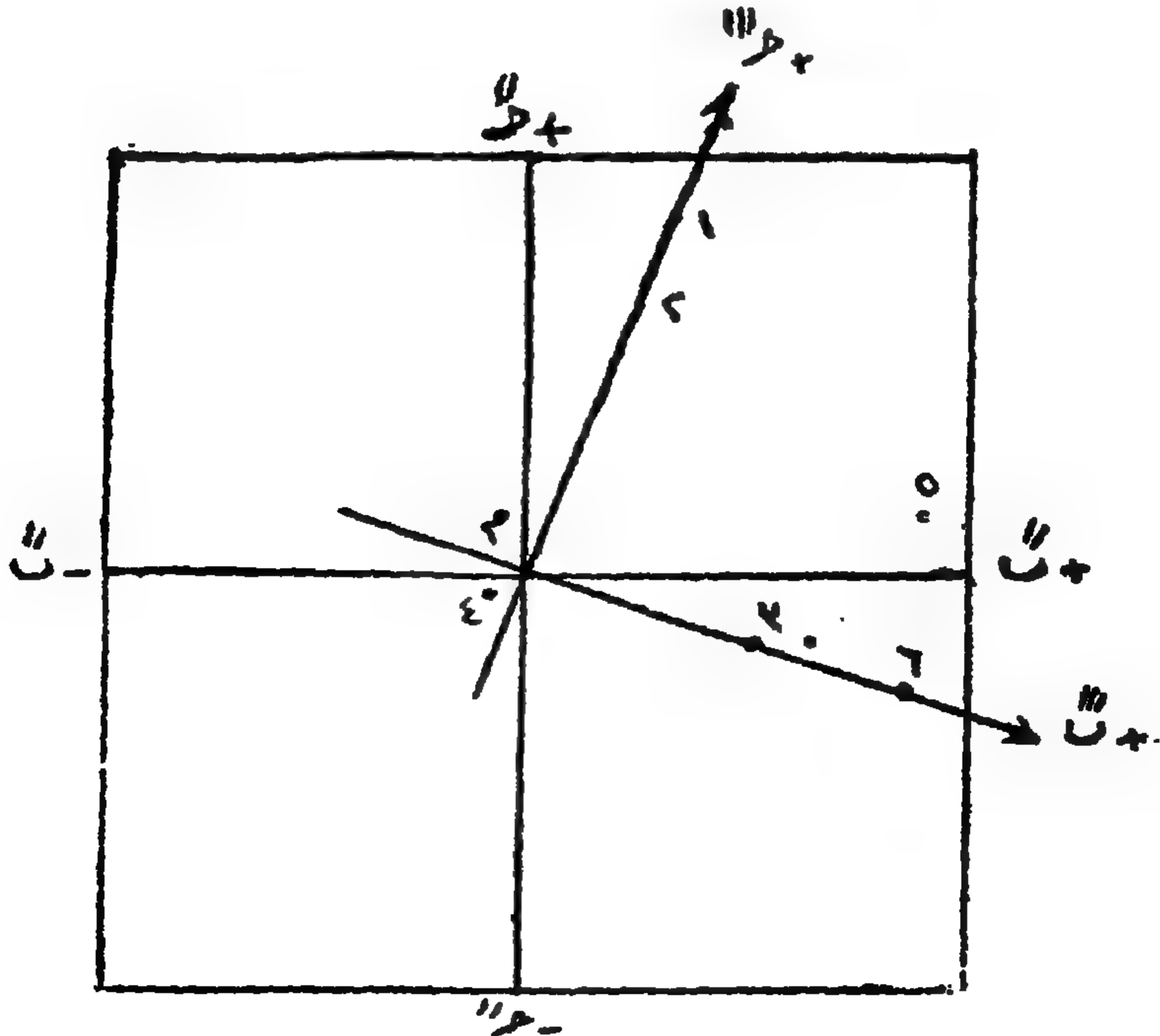
ح	ب	أ	
٨٨٨	١٥٢	٠٠٥	١
٦٨٩	١١٥	٤٠٤	٢
٠٥٤—	٢٩٠	٨٠٢	٣
٠٠٤—	٠٠٧—	٨٩٩	٤
١٤٤	٩٣٨	٠٠٨	٥
١٣٥—	٧٨٨	٠٠٦	٦

## جيوب التمام الموجهة ت

ح	ب	ا	
٥٨٤	...	٨١٢	ا
...	١,٠٠٠	...	ب
٨١٢-	...	٨٥٤	ح
١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	محت

ثم نوجد مواقع الاختبارات بالنسبة لمحورين جديدين من مصفوفة  
تالعوامل المدارة الثانية . وليكن ب" ، ح" كما هو مبين بالشكل (٩-٨) .

شكل (٩-٨) : مواقع الاختبارات بالنسبة للمحورين ب" ، ح"



ثم نحسب الأعداد الموجهة لـ  $\bar{p}$  للحصول على مصفوفة العوامل المدارة  
الثالثة . ثم نراجع العمليات الحسابية بحساب الجيوب الموجهة في مصفوفة  
تـ  $\bar{p}$  وإيجاد حاصل جمع مربعات قيم أعمدة المصفوفة .

الأعداد الموجهة لـ  $\bar{p}$  مصفوفة العوامل المدارة الثالثة

ح	ب	ا		ح	ب	
٨٩٩	٠٠١-	٠٠٥	١	١٧	١٠٠	ب
٦٩٧	٠٠٢-	٤٠٤	٢	١٠٠	١٧-	ح
٠٠٤-	٢٩٥	٨٠٢	٣	١٠٢٨٩	١٠٢٨٩	ل
٠٠٥-	٠٠٦-	٨٩٩	٤	١٠١٤٣٤٧	١٠١٤٣٤٧	ل
٣٠٠	٩٠١	٠٠٨	٥	٩٨٥٨٦	٩٨٥٨٦	م
٠٠٠	٨٠٠	٠٠٦	٦			

جيوب التمام الموجهة تـ  $\bar{p}$

ح	ب	ا	
٠٠٠	٠٠٠	١٠٠٠	ا
١٦٨	٩٨٦	٠٠٠	ب
٩٨٦	١٦٨-	٠٠٠	ح
١٠٠٠	١٠٠٠	١٠٠٠	ل

## الفصل ٩

### تفسير العوامل

يتناول تفسير العوامل نقطتين أساسيتين . تهدف النقطة الأولى إلى مناقشة طبيعة وأصل العوامل ، وتناقش النقطة الثانية إرتباط العوامل ببعضها .

ومن الملاحظ أن العوامل تنشأ من أى شىء يودى إلى إرتباط أى مجموعة من المتغيرات . فإيجاد عوامل فى عملية التحليل يعنى ببساطة وجود بعض الأسباب أو المحددات المشتركة بين المتغيرات . فإذا اختلفت مجموعة من الأفراد اختلافا واضحا فى التعليم أو الخبرة أو الوضع الثقافى ظهرت عوامل تتعلق بهذه الفروق . وقد بين وودرو Woodrow أن التدريب على بعض الإختبارات يغير من تركيبها العاىلى . ووجد ثرستون أن الأفراد من أعمار مختلفة قد أظهروا تشبعات عاملية مختلفة على نفس الإختبارات . وبين طومسون ولدرمن Leederman أن تشبعات العوامل تختلف باختلاف عينات أفراد البحث . وهناك طرق أخرى يختلف فيها كل من العوامل وتشبعاتها . فقد بين سميث Smith أن التشابه فى شكل الإختبار وأيضاً محتواه ، قد يكون له نفس التأثير . ووجد ثرستون عاملا مشتركا بين أربع إختبارات كانت تقدر على أساس النسبة بين الوحدات الصحيحة والوحدات التى يحاولها الفرد . وعدد سبيرمان عدداً من المؤثرات التى تؤثر على محك الفروق الرباعية والتى تسبب التداخل بين المتغيرات وبالتالى تؤدى إلى ظهور العوامل .

تؤدى كل هذه الأدلة إلى إستنتاج أن العوامل التى توجد فى بطارية

الإختبارات تعتبر نتيجة للعينة ولطبيعة الإختبارات أو طريقة تقديرها ،  
ولخبره أو أعمار الأفراد أو غير ذلك من العوامل .

وإذا لاحظنا أن أى شىء يقيم مجموعة من الإرتباطات يودى إلى  
وجود عوامل ،ظهر لنا مدى ضعف تفسير بعض العوامل . فطومسون  
وثرستون وتريون يكررون النقد للفرض القائل بأن كل عامل لا بد وأن  
يمثل قدرة عقلية أو سمة من سمات الشخصية . ولكن فى الحقيقة لم يذهب  
علماء التحليل إلى إعتبار أن كل عامل يفصل فى التحليل العامل لا بد وأن  
يكون له دلالة نفسية . والواقع أن بعض النقد قد وجه إلى سبيرمان  
وثرستون فيما يتعلق بما أطلقوه على العوامل التى إستخلصوها . حيث يدل  
مفهوم العامل العام على أنه يمثل الطاقة العقلية الكلية التى تكمن وراء كل  
عملية عقلية . كما أن القدرات الأولية لثرستون تعنى أنه قد إستخلص  
الأسباب الأساسية وراء الفروق بين الأفراد فى القدرات العقلية .

ويذهب ألبرت Allbort إلى عكس ذلك فى تفسير العوامل حيث  
يقرر أن العوامل ليس لها دلالات نفسية وأنها ليست إلا مجرد أرقام  
رياضية قبل كل شىء . وتذهب أنستازى Anastasi إلى مثل هذا رأى .  
ولذا يهتم ألبرت وأودبرت Odbert بالمكونات الأصلية للشخصية على  
النقيض مما يذهب إليه علماء التحليل العاملى من الإهتمام بالسمات الرقمية .  
والحقيقة أن العوامل ليست صوراً رقمية فالتحليل العاملى لم يخلقها . فكل  
عامل يدل على تفاعل سبب أو عدة أسباب وراء ظهور هذا العامل . فبينما  
أمكن إيجاد تعريف بعض هذه الأسباب فإن البعض لم يعرف بعد .  
والعوامل التى ترجع إلى أسباب خاصة بدراسة معينة تكون ذات قيمة  
صغيرة نسبياً . هذا بينما توجد عوامل يتكرر ظهورها مع مجموعات مختلفة  
وباستخدام بيانات مختلفة . وهنا يجب ألا يقتصر إهتمامنا بهذه العوامل على  
مجرد تعريفها بل يجب الإهتمام بدراسة طبيعتها الأساسية . وأقرب تفسير  
لطبيعة العوامل يتقبله كل من دود Dodd وتريون وولفل هو ماذهب



إليه طومسون في نظرية العينات . وتبدأ هذه النظرية بفرض مؤداة أن القدرة العقلية تتكون من عدد كبير نسبيا من المكونات الصغيرة ، كالأفعال العكسية الموروثة ، وعناصر سلوكية سواء أكانت موروثة أو مكتسبة وذكريات عديدة من الخبرات . ويتوقف أداء أى اختبار على عينة من هذه العناصر . وإذا تضمن اختباران بعضا من العناصر المتشابهة فإنهما يرتبطان ارتباطا موحيا . وإذا كانت العناصر مختلفة فإن الارتباط بينهما يكون صفرا . ولتفسير ظهور عوامل طائفية نفترض أن هذه العناصر تنظم في مجموعات فيما بينها . ويعتقد طومسون أن هذه المجموعات قد تتداخل بسبب اشتراكها في بعض العناصر ، وعلى ذلك فهي ترتبط فيما بينها . ويتكون العامل من وجهة النظر هذه من مجموعة من المحددات الأولية للقدرة . ويجد تريون في هذه النظرية اتفاقا أكثر من غيرها مع ما نعرفه من أسس الوراثة والتعليم . ويفضلها ييرت أيضا لأنها تتفق مع نتائج الأبحاث البيولوجية . ولقد عبر ثرستون في دراساته الأخيرة عن وجهة نظر مشابهة تقريبا حيث قرر أن العوامل التي نستخلصها بطرق التحليل العائلي ليست في صورة نهائية بل من المؤكد إمكان تجزئتها إلى عناصرها .

وتؤكد نظرية العينات حقيقة أن التحليل العائلي إحدى مستويات الوصف المفيد في تناول القدرات . بينما لا يزال هناك مستوى أكثر أساسية يتمثل في عناصر الوراثة والخبرة التي تتحد معا مكونة العوامل .

وسواء اعتبرنا القدرة مكونة من عدد كبير من المكونات الأولية أو عدد قليل ، فإن بعض العوامل التي أستخلصت تتضمن مكونات هذه القدرة . وعلى أى حال ، فإن التعريف الذى يعرف به الباحث العامل يعتبر الفرض الذى يفترض فيما يتعلق بطبيعة ذلك العامل . ويحتاج الأمر إلى مزيد من الدراسة سواء الدراسة العملية أو التجريبية أو الإكلينيكية

لأخذ بهذا الفرض أو رفضه . وبدون هذه الدراسة لا توجد وسيلة أخرى لتحديد مدى قيمة وثبات العامل الذي نستخلصه . ولهذا السبب قام ثرستون بسلسلة من الدراسات صممت لقياس مدى ملاءمة ما أعطاه من تعريفات للعوامل التي إستخلصها في تحليله لسبعة وخمسين من الإختبارات . وقد قام بتصميم إختبارات جديدة ضمها إلى الإختبارات التي سبق أن إستخدمها لتحديد العوامل الأولية الأصلية . ويهتم الباحث هنا بالتكوين العامل الذي يحصل عليه ومدى مطابقة لما قد أفترض من عوامل . فإذا إتفقت النتائج التي يحصل عليها الباحث مع ما كان يتنبأ به فعليه أن يثق في نتائجها .

والنقطة الثانية في تفسير العوامل تتضمن علاقة العوامل ببعضها . ويؤكد معظم علماء التحليل العامل على أن العوامل يجب ألا ترتبط فيما بينها . أما ثرستون و تربون فقد ذهبا عكس ذلك وإعتقدا بإرتباط العوامل . غير أن الإعتقاد بإرتباط العوامل يقابله عدد من الإعتراضات المنطقية . فقد قرر كل من بريس Price وتريون إلى أن العوامل التي تحددها الوراثة يجب أن ترتبط فيما بينها إرتباطا موجبا . كما أن جاريت بين أن العوامل التي تنتج من وجود عناصر مشتركة في التدريب والبيئة يجب أن ترتبط أيضاً . ولكن منطق الأخذ بفكرة عدم إرتباط العوامل يقوم على أساس أن الإرتباط يعقد دراستها إحصائيا حيث يسهل تناول العوامل غير المرتبطة .

والآن قد أصبح من المعروف أن التحليل العامل يهدف إلى توضيح المفاهيم في مجال تنقصه المفاهيم المحددة الواضحة . فبعد عملية التحليل وإختصار المتغيرات المتعددة إلى عوامل يذهب الباحث إلى تحديد الدلالات النفسية لهذه العوامل . وكما ذكرنا فإن بعض الباحثين يفضل ألا يعطى العوامل دلالات نفسية أو أى نوع من الدلالة حتى بعد عملية التدوير .

وكل ما يقوم به الباحث هو تمييز العوامل بحروف أو أرقام مع تحديدها بالإختبارات التي تتشعب بها . وهذا الإتجاه في تفسير العوامل يقلل من أهمية ربط العوامل في نظام من المفاهيم . ويرجع تخوف بعض الباحثين من تفسير العوامل في مفاهيم إلى تسمية أشياء ليس لها ثمة وجود . ولأنه لا يوجد في الواقع أى شك في فائدة ربط العوامل بمفاهيم حتى يكون لدينا وسائل تحديد العمليات السلوكية التي تقوم بقياسها والتي تفيد أيضاً في عملية الإتصال وخاصة إذا حددت هذه المفاهيم في إطار إجرائي .

ولكى يقوم الباحث بتفسير العوامل التي يستخلصها عليه أن يحدد الإختبارات التي تتشعب بتشعبات ذات دلالة بكل عامل ، والإختبارات التي تتشعب بتشعبات صفيرية أو منخفضة بهذا العامل . وأن يحدد الخصائص التي تشترك فيها مجموعة الإختبارات التي تتشعب بالتشعبات ذات الدلالة وخصائص الإختبارات التي تتشعب بالتشعبات الصفيرية أو المنخفضة . وقد يرجع الفرق بين المجموعتين إلى أن المجموعة الأولى من الإختبارات ذات خصائص لغوية بينما لا يكون نفس الأمر مع المجموعة الثانية . أو أن مجموعة الإختبارات الأولى تتميز بالمحتوى العددي بينما لا تتميز به المجموعة الثانية . وعلى الباحث أن يحدد خصائص كل إختبار والعمليات التي تتميز بها واحداً . ثم يقارن هذه الخصائص والعمليات عندما تتجمع الإختبارات في عوامل طائفية .

ولتوضيح ما ذهبنا إليه في كيفية تفسير العوامل فقد تناولنا بحثاً للمؤلف كان يهدف فيه إلى دراسة بعض القدرات التي فرضت كقدرات تؤدي إلى الابتكار والكشف عن الإختبارات التي تتشعب بتلك القدرات . وذلك ليتسنى لنا أن نبين عملية تحديد مفاهيم إجرائية للعوامل التي نستخلصها .

في هذا البحث إتبع المؤلف تحليل جيلفورد للعوامل الأساسية المؤدية إلى التفكير الابتكاري ويقصد بها :

١ — مرونة الحصر Flexibility of Closure

٢ — سرعة الحصر Speed of Closure

٣ — المرونة التكيفية Adaptive Flexibility

٤ — المرونة التلقائية Spontaneous Flexibility

٥ — الطلاقة الفكرية Ideational Fluency

٦ — الأصالة Originality

ثم قام المؤلف بجمع وتعديل بعض الاختبارات ووضع البعض الآخر  
فحصل على بطارية اختبارات لقياس هذه القدرات التي حددها كقدرات  
لازمة في عملية التفكير الابتكاري . وفيما يلي ثبت بالاختبارات التي  
استخدمت تحت القدرات التي تمثلها .

مرونة الحصر : الاحتفاظ بصورة الشكل رغم المشتتات .

١ — أشكال جوتشالدت Gottschaldt Figures طبعة ثرستون  
للإختبار من متعدد .

٢ — نقل الأشكال Copying Designs على مساحات منقطة .

٣ — إختبار سيجما ثرستون Thurstone's Sigma test ؛ وضع علامة  
تحت الأشكال التي تتضمن الشكل .

سرعة الحصر : السرعة في التعرف على مشيرات غير كاملة نسبياً .

٤ — إختبار ثرستون للكلمات المشوهة Thurstone's Mutilated  
Words ؛ التعرف على الكلمات في حروف مشوهة .

٥ — إختبار إستريت لتكميل الأشكال Street Gestalt  
Completion .

٦ — إختبار كلمات الحروف — الأربعة Four—letter Words ؛



وهي صفوف من الحروف الهجائية ليكون منها المفحوص كلمات من أربع حروف .

المرونة التكيفية : إعطاء حلول مختلفة لبعض المشاكل .

٧ - مشاكل عيدان الثقاب Matchstick Problems : عدد الحلول المختلفة لمشاكل مكونة من أشكال من عيدان الثقاب .

٨ - اختبار المربعات لجيلفورد Guilford's Squares test : وضع علامة x في لوحة مقسمة بحيث لا يسمح بوضع اثنين في نفس الصف أو العمود أو الخلايا القطرية . ودرجة الفرد هي عدد الحلول المختلفة .

٩ - المشاكل البديهية Ingeniuty Problmes : مشاكل إستدلال تتطلب إعادة التنظيم بدرجة أكبر من الطريقة الرتيبة لحل المشكلة .  
المرونة التلقائية : التحرر من قصور التفكير لإعطاء العديد من الأفكار .

١٠ - استخدام الطوبة ( المرونة ) ( flex. ) Brick uses : عدد تغيرات الأنماط في سرد الاستخدامات الممكنة للطوبة .

١١ - الاستخدامات غير العادية Unusual uses لبعض الأشياء . الشائعة : ودرجة الفرد هي عدد الإستجابات المقبولة .

١٢ - أسماء الموضوع ( المرونة ) ( flex. ) Object Naming : كتابة أسماء « سوائل » و « نباتات » ودرجة الفرد هي عدد تغير الأنماط .

الأصالة : إنتاج الإستجابات غير العادية الجيدة .

١٣ - الإستنتاجات ( الجيدة ) ( clever ) Consequences : عدد التنبؤات غير العادية الجيدة بنتائج المواقف غير العادية .



- ١٤ - المستحيلات Impossibilities عدد الإقتراحات المقبولة .
- ١٥ - الجناس اللفظي ( الجيد ) ( clever ) Anagrams ؛ تكوين كلمات من حروف كلمة Generations ؛ نسبة الكلمات النادرة الجيدة .
- ١٦ - بقع الحبر ( الجيدة ) ( clever ) Inkblots ؛ بطاقات رورشاخ ١ ، ٣ ، ٨ ، ١٠ ، عدد الإستجابات غير العادية الجيدة .
- ١٧ - الابتكار اللغوي English Creativity ؛ موضوع إنشاء عن الكوخ في الغابة ، وقد صححه بمجموعتان من المدرسين فيما يتعلق بالكمية ومدى الأفكار الجيدة وأصالتها .
- ١٨ - درجات الترية الفنية .
- ١٩ - إستفتاء الميول في أوقات الفراغ ؛ نسبة الإستجابات التي تتضمن نشاطاً إبتكارياً .
- الطلاقة الفكرية : سرعة إستدعاء الأفكار بغض النظر عن نوعها .
- ٢٠ - إستخدام الظوبة ( الطلاقة ) ، عدد الأفكار السكلى .
- ٢١ - الإستنتاجات ( الطلاقة ) ، عدد الاقتراحات .
- ٢٢ - الموضوعات Topics ، عدد الأفكار لكل موضوع .
- ٢٣ - بقع الحبر ، عدد الاستجابات السكلى .
- الصلابة - المرونة : إختبارات متنوعة اقترحها بحاث آخرون كلوفل وتشاون ولتشنز وغيرهم .
- ٢٤ - الكلمات المخفية Hidden Words ؛ في ثبت الكلمات الأول المختلطة تكون إستعداد عقلى في الكشف عن أسماء للحيوانات ويحتوى الثبت الثانى أيضاً على أسماء حيوانات بالإضافة إلى كلمات مختصرة

وأسهل مختلفة ، والدرجة هي عدد الكلمات من النوع الأخير التي يكشف عنها المفحوص .

٢٥ — التقريب الرياضى Mathematical approximation ، مجموعات من المشا كل الحسائية والجبرية والهندسية ، والتي يمكن حلها سواء بالطرق الرتيبة التي تتطلب كتابة مسودة أو بالطرق السريعة المباشرة ، والدرجة هي عدد المسائل التي يحلها المفحوص بدون كتابة مسودة .

٢٦ — تكوين المفهومات Concept formation ؛ اختبار لوفل الذي يقوم على أشكال فيناك لكي تصنف تبعاً لمبدأين أو ثلاثة .

٢٧ — إستمثاء تشاون ، عدد الأنشطة المرنة مقابل الأنشطة الجامدة . أو الوسوسية .

٢٨ — الكلمات ذات المعنى المزدوج Double—meaning Words ؛ كتابة كلمة ثلاثة لها نفس معنى الكلمة المكتوبة على اليسار .  
الطلاقة الكلامية : إنتاج الكلمات بسرعة لتحقيق مطالب تركيبية معينة .  
بغض النظر عن المعنى .

٢٩ — الجناس اللفظى ( الطلاقة ) ؛ عدد الكلمات المختلفة .

٣٠ . — بداية الكلمة ؛ سرد كلمات تبدأ ببداية معينة .

٣١ — الحرف الأول والأخير First and last letter ، سرد كلمات تبدأ وتنتهى بحروف معينة .

سرعة الإدراك : سهولة إدراك التفاصيل المختلطة بمادة غير ملائمة .

٣٢ — اختبار سرعة الإدراك Perceptual Speed test ؛ شكل معين يتبع بثمانية أشكال ، ثلاثة إلى خمسة منها تشبه الشكل المعين ، وعلى المفحوص وضع خط تحت الشكل المشابهة للشكل المعين .

٢٣ — اختبار X المتشورة Scattered X'S لثريستون ؛ حروف هجائية مشورة على الصفحة ، وعلى المفحوص تحديد سبعة من X على كل صفحة .

٢٤ — اختبار ماينسوتا الكتابي Minnesota Clerical test ؛ أزواج من الأسماء ، وعلى المفحوص تحديد ما إذا كانت متشابهة أو مختلفة .

العامل العام :

٣٥ — اختبار التجريد لشبلي Shipley abstraction test .

٣٦ — التصنيف غير اللفظي (لوفل) Non-Verbal Classification ؛ مجموعات من ستة أشكال ، وعلى المفحوص أن يضع علامة تحت ثلاثة أشكال في كل مجموعة وذكر سبب التصنيف .

عامل التفهم اللغوي . ويحتمل أن يكون موجودا في كثير من الاختبارات السابقة بالإضافة إلى ؛

٣٧ — اختبار المفردات اللغوية لتشاون .

العامل العددي :

يوجد في اختبار ٢٥ بالإضافة إلى المتغير ٣٨ — درجات الامتحانات المدرسية في الرياضة .

العامل المكاني :

يحتمل وجوده في الاختبارات ١ ٢ ٦ ٧ ٨ بالإضافة إلى ؛

٣٩ — اختبار لوحة الأشكال Paper formboard test ؛ الاستجابة المتسكرة لاختبار ماينسوتا .

٤٠ — تذكر الأشكال Memory for designs ( طبعة لوفل ) .

العينة : ولقد أختيرت العينة من بين تلاميذ مدارس الثانوى العام ، حيث يعتبر ذكاؤهم فوق المتوسط مما نتوقع معه بروز القدرات الابتكارية . وتتضمن العينة السكوية ١٧٠ تلميذا من كل فصول السنة الثانية والثالثة منها ٨٠ بنتا و ٩٠ ولدا . وكانت أعمارهم تتراوح بين ١٣ — ١٤ سنة .

طريقة القياس : لقد قسمت الاختبارات إلى عشر مجموعات حتى لا تزيد مدة الاختبار عن ٣٥ دقيقة .

ولقد قام المؤلف بتطبيق سبع مجموعات ، أما المجموعات الثلاثة الأخرى فقام بتطبيقها عشرة طلاب من السنوات النهائية الذين يعاونون المدرسين فى المدرسة ، بعد أن أعطيت لهم التعليمات الكافية ، وطلب منهم إتباع التعليمات بدقة . وكانت الاختبارات التى تضمنتها هذه المجموعات هى الاختبارات التى تتأثر إجاباتها بالمناقشة التى قد تدور بين التلاميذ الذين أعطوا الاختبارات والتلاميذ الذين لم يعطوها ، ولذلك كان من الضرورى أن تعطى هذه الاختبارات فى كل الفصول فى وقت واحد . ولقد قام المؤلف بتصحيح الاختبارات تبعا لتعليماتها .

### تحليل البيانات

يبدو أن توزيع الدرجات الخام كان عاديا عامة ، مع إلتواء بسيط ؛ ماعدا إلتواء موجب واضح فى حالات قليلة — تكوين المفاهيم ، وإختبار التجريد ، وسرعة الإدراك . وإلتواء سالب — المشاكل البديهية ، وإستخدام الطوبة ( المرونة ) ، والاستخدامات غير العادية ، والاستنتاجات الجيدة وإستخدام الطوبة ( الطلاقة ) . ويحتمل ألا تكون الانحرافات كبيرة بما يشوه المعاملات بدرجة عالية .

ولقد أستخدم فى هذا البحث طريقتين من طرق التحليل العاملى :

١ — طريقة المكونات الأساسية هو تلنج .

٢ — طريقة العوامل الطائفية لبيروت .

وتتناول هنا النتائج التي كشفت عنها الطريقتان حتى يمكننا أن نقيـن أن طرق التحليل العاملي المختلفة تؤدي إلى نتائج متشابهة إلى حد كبير فيما تفضله من عوامل مشتركة .

طريقة المكونات الأساسية : لقد فصلت الوحدة الحسائية الالكترونية ثمانى مكونات أساسية من معاملات الارتباط التي حصلنا عليها من الاختبارات . ويبين جدول ( ٩ - ١ ) تشبع كل اختبار بهذه المكونات الأساسية .

---



جدول ( ٩ - ١ ) : تجميع كل إختبار بالملكو نات الأساسية

الاختبار	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩
١ - الأشكال الخفيفة	٦٤٩	٠٢٨ -	٢٥٩	١٢٩	١٦٨	١٢٢ -	١٩٢ -	١٥٨	٦١٤
٢ - النقل	٧٠١	١٧٤ -	١٧٦	٠٦١	١٢٥ -	٠٤٢ -	٢١٩ -	٠٠٢ -	٦٢٢
٣ - الأشكال	٦١٦	١٤٢ -	١١٧	٠٥٢	١٦٠	١٢١ -	٢٢٧ -	١٢٩	٣٥٤
٤ - الكلمات المشوهة	٤٥٤	٠٩٥ -	٤٢٥ -	١٩٧ -	٠٢٩	٢٢٦ -	٨١٧	٢٤٢ -	٧٥٨
٥ - تكميل الشكل	٢٩٧	٠٨٠	٠٢٩	٤١٢ -	٢٠٢	٢٤٤ -	٠٤٢	٠٤٢ -	٤٢٩
٦ - كلمات الحروف الأربعة	٤٤٠	٠٢٢ -	١٧٨ -	١٧٠	٢٠١	٢٤٦ -	١٦٢	٢٦١	٤٤٢
٧ - مشاكل العيدان	٤٧٦	١٥٥ -	١٤٩	٧٨٠	٠٢٠	١٧٦	٠٤٩ -	١٠١	٤٠٢
٨ - المربعات	٢٥٢	٠٠٢ -	٢٠١	٢٤٠	١٨٢	٢٥٧	١٧٨ -	٠٣٠	٢٩١
٩ - المشاكل اليدوية	٤٢٥	٠٦٢ -	٤٥٩ -	١٠٥ -	٢٩٧	٢٢٧	٠٤٩ -	١٤٢	٦٢١
١٠ - إستخدام الطويلة ( المرونة )	٢١٢	٢٠٥	١٢١	٢٨٩ -	١٢٤ -	٢٦٢	١٢٤ -	٢٦٤ -	٤٢٢

٤٩٢	١٩٠	١٩٧-	١٧٨-	١١٤	٠٠٣	٠٤٧-	٥٧٢	٢٠٨	١١- استخدام الطوبية ( الطلاقة )
٤٥١	٠١٢	٠٠٥	٠٤٨	٠٠٠	٣٢٠-	١٨٩	٤٤٢	٢٤١	١٢- الإستخدامات غير المادية
٤٩٠	٠٠٦-	٢٠٢-	٠٢٥	٤٢٧	٢٠٤-	٢٠٩-	٤٠٢	٠٩٥	١٣- أنشاء الموضوع ( المرونة )
٦٢٥	٢٦٧-	٠٥٦-	١٢٥-	٤٣٦-	١٢٣-	١٠٤-	٥٣٠	٢١٨	١٤- الاستنتاجات ( الطلاقة )
٤٠٣	٠٩١	٠١٠-	١٤٤-	٢٠٥-	١٣١-	٠٤٥-	٤٦٥	٢١٥	١٥- الاستنتاجات ( الجديدة )
٢٨٤	١٥١-	٠١٦	٠١٠-	٢٨٠	٠١٧-	٢٦٢	٢٢٠	٠٧٤	١٦- المستحجلات
٤٤٧	١٦٧-	١٤٠	٠٧١-	١٢٦	٤٦٢	٠٢٦-	٢٤٢	٢١٥	١٧- الجنس النظمي ( الطلاقة )
٥٥٩	٢٧٠	٥٦٦	١٢٧	٠١٣	٢٧٥	٢١٩	٠١٨	١٥٧	١٨- الجنس النظمي ( الجديدة )
٥٧٥	١١٠-	٠٩٨-	٠١٤	٢٢٩-	١٢٧	٢٤١	٦١٠	٢٢٥	١٩- الموضوعات ( الطلاقة )
٢٥٦	٣٨٠	١٠٧-	٢٤١	١٠٨-	٠٢٢	٠٢٦	٢٢٧-	٤٥٨	٢٠- الحساب ( بدون مسودة )



٢٨٥	٠٧٩-	٢٠٧	١٨٨-	٠٩٩-	٠٢٦	٢٦٠-	٠٩٢-	٤٠٢
٥٩٩	٠٠٩-	١٧٢	٢٦٧-	٠٥٦-	٥١٧	٢٢٧-	٢٢٢	٢٤٠
٦٢٥	٠٠١--	٢٦٠	٢٠١-	٢٥٥	٢٦٦-	٤٧٩	٠٦٤	١٥٢
٤٤٤	٢٧٨	٠٤٢-	٢٧٤-	٢٢٢-	٢٠١-	١٤٨	٢٢٥	٠١٥-
٥٢٧	١٨٠-	٢١٥	٠٨٠	١١٦	٢٢٥-	٢٤٧-	٠٤١	٤٤٣
٤٩٥	١٤٦-	١٤٩-	٠١٤	٣٠	٢٢٢	٤٥٤	٢٧١	٠٢٨-
٢٩٤	١٢٤-	١٢٧	١٤٢	٢٤٩	٧٥٠	٤١٢	٢٩٢	١٢٩
٤١٩	٢٩٦	٢٨٢	٢٢٨	١٧١-	٣٦٤	٢٤٢	١٦٢	١١٦-
٢٠٩	٠٥٤-	٠٩٧	٠٠٢-	٢٩١	٢٤٧-	٢٨٤	٠٥١-	٢٥٨
٦٢٦	٢٧١-	٠٨٩	١٥٢	٢٧٦-	١١٥-	١٢٢	١٩٠-	٥١٠

- ٣١- X المنشورة
- ٣٢- مانيه سوتا الكنتاني
- ٣٣- إستفتاء الميول ١
- ٣٤- إستفتاء الميول ٣
- ٣٥- الكليات المزودة للمنى
- ٣٦- يقع الخبير ( الطلاقة )
- ٣٧- يقع الخبير ( الجيدة )
- ٣٨- الإبتكارية اللغوية
- ٣٩- درجات التربية الفنية
- ٤٠- درجات الرياضة المدرسية

وبين جدول (٩-٢) تشيع كل اختبار بالكونات الأساسية بعد تدويرها . فقد خضعت مصفوفة العوامل لعملية التدوير  
الاعتماد بطريقة كل محورين مما حيث يهتبط بدون التدوير تفسيرها تفسيراً ذات دلالة نفسية .

جدول (٩-٢) : تشيع كل اختبار بالكونات الأساسية بعد تدويرها

الاختبار	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩
١- الاشكال الخفيفة	١٥٢	٠٠٣	٠٢٤-	٢٠٨	٦٩٤	٠١٢	١٩٢	١١٢-	٦١٢
٢- النقل	٠٨٤-	٠٤٧	١٤٥	٠٦٩	٧٥٦	٠٥٩	٠٩١	٠٢٢	٦١٨
٣- الاشكال	٠٤٩	٠٤٨	١٠٩-	٠٦٣	٦٨٦	٠٠٨	١٥٠	١٤٢-	٥٣٤
٤- الكلمات المشروحة	١٥٢-	٥٠٦	١٢٦-	٢١٩-	٢١٩	٢٣٨-	١٤٩	١٧٧	٥٥٥
٥- تكميل الشكل	١٣٣	٢٩٥	١٩٢-	١٢٧	٢٦٧	٢٩٨-	١٨٨-	٠٥٢-	٤٢٨
٦- كلمات الحروف الاربعة	١٩٢	٢٥٨	٠٠٤-	١١٦-	٢٢١	٢٧٦-	٢٦١	١١٧-	٤٤٠
٧- مشاكل العبدان	٠٨٥	٠٢٧	٠٨١	٠١١-	٤٧٨	٢٢٥	٠٧٦	٢١١-	٤٠٠
٨- المربعات	٢١٧	١٨٥-	٠٠٥-	١٨٧	٢٨٠	٢٠٢	١٨٣	٠٥٧	٢٨٨
٩- المعاكس البديهية	٠٢٤-	٤٢٢	٢٣٨-	١٩٧-	٢٢٥	٤٠٨	٢٨١	٠١٧-	٦٢٨
١٠- إستخدام الطولية (المرونة)	١٤١-	١٨٦	٠٢٢	٢١٤	١٢٥	٢٨٦	١٨٢-	٢٧١	٤٢٣



٤٩١	٢٢٣-	٢٧٦	١٠٢-	٠٢٩	٥٢٨	١٤٨-	٢٠٦	٠٧٩-	١١ - استخدام الطروبة ( الطلاقه )
٤٥٠	٠٠٤	٠٦٧-	٠٥٠	٠٨٠-	٥٤٢	٠٢١-	٢٧٨	٠١٤-	١٢ - الإستخدامات غير العادية
٤٨٧	٠١٤	١٦٨	٠٢٢	٠٥١-	٢٢٠	٥١٧-	٢٩٢	٠٢٣	١٣ - أسماء الموضوع ( المرونة )
٦٢٢	٢١٧	٠٨٨	١٩٦-	٠١٧-	٤٤٢	٢٩٠	٢٥٠	٢٧١-	١٤ - الإستنتاجات ( الطلاقه )
٤٠٢	٠٤١-	٠٥٩	١٧١	٠٢١-	٤٠٤	٢٢٦	٢١٥	٢٤٢-	١٥ - الإستنتاجات ( الجيدة )
٢٨٢	١٤٢	٠٢٩	٠٥٤-	٠١٦	٢٩٨	١١٨-	٠٢٠	٢٩٤	١٦ - الإستنتاجات
٤٤٦	١٢٧	٥٥١	١١٩-	٠١٠	٢١٢	١٤٢	٠١٥	٢٠٩	١٧ - الجنس النظمي ( الطلاقه )
٥٥٦	٢١٨-	١٥٦	٢٠٤	٠١٧-	٠٤٩-	٤٢٥	٠٤٦	٤٩٩	١٨ - الجنس النظمي ( الجيدة )
٥٧٥	١١٢	١٩٥	٠١٢-	٠٥٥	٦٥٧	٢٧٩	٠٥٢	٠٨٧-	١٩ - الموضوعات ( الطلاقه )
٢٥٩	٠١٦	٠٤٨	٢٢١	٤٧٢	١٠٢-	١٠٧	٠٤٤	٠٨١-	٢٠ - الحساب ( بدون مسودة )

٥١٠	١٢٧-	٥٢١	٢٤٨	٣٠٤	٠٠٤-	١٥٨-	٢٢٤	١٤٧-
٤٥١	١٥٩-	٠٥٧	١٥٠	٢٢٧	٠٠٨	٤٢٥	٢١١	٣٠٤
٢٠٠	٠٥٤	٣٤	٠٧٩	٤٦٢	٠٤٧-	١٧٧	١١٧	١٢٢-
٥٢٠	٢١٤-	٠٧٩-	٠٧٨	١٧١-	٠٨٢	٠٩٢	٦٠٤	٠٩٦
٤٥٢	٦٠٩	٥٥٨	٠٦١	٠٧٢-	١٩٩	٠٨١-	٢٦٤	١٢١-
٥٩٦	٢٨٩	٢٧١	٢٤١	١٢٦	١١٠-	٠٢٢	٢٠٨	٢٥٤
٦٦٦	٢١٧-	٠٢٠	١٥٤	٧٠٧	٠٥٢	٠٥٥-	٢٤١	١٧٢-
٥٧٠	٣٦	١٢٨-	٠٨٧	٦٥١	٠٥٥-	١٧٢	٠٢٨	٢٨١
٥٩٢	١٤٠	٢٦٤	٠٤١	٤٩٢	١٢٨-	٤١٠	٢٧٢	٣٠٤
٤٠١	٠١٢-	١٦٦	٢٧٠-	٤٤٩	١٢٢-	١٠٤	٠٤٨-	٠٧٥

- ٢١ - الكلمات المخفية
- ٢٢ - التصنيف غير اللغوي
- ٢٣ - تكوين المفردات
- ٢٤ - المفردات اللغوية
- ٢٥ - بداية الكلمات
- ٢٦ - الحروف الأولى والأخيرة
- ٢٧ - لوحة الاشكال
- ٢٨ - تذكر الاشكال
- ٢٩ - التجريد
- ٣٠ - سرعة الادراك

٢٨٥	٠٢٩	١٩٧	١١٦-	٢٢١	٢٤١-	٢٢٧	٢٩٥	٠٤٣	٣١ - X المنثورة
٥٩٨	١٠٢-	٢٢٣	٢٤٨-	٠٢٩	٧١٠	٢٦٠	٠٨٣	٠٢٦	٢٢ - مانيسوتا السكتاني
٦٢٢	٠٥٢-	٢٩٤-	١٦٦-	١٥٨	٢٢٤	٧٢٠	٢١٠	٥٦٢	٢٣ - إستفتاه الميول ١
٤٤٣	٤٤٤-	٢٢١-	١٤٥-	٠١٢-	٢٨٥	٢١٨	٠٨٠	١٩٩-	٢٤ - إستفتاه الميول ٣
٥٢٧	٢٠٩	٠٥٢-	٠٦١	١٨٥	١٠٧-	٠٩٥-	٦٤٨	٠٢٩-	٢٥ - السكتات المزودة للمعنى
٤٩٥	١٤١	١٥٩	٠٢٩-	٠٠٨	٥٢٦	١٠٢	٢٦٦-	١٦٥	٢٦ - يقع الطير ( الطلاقة )
٢٩٢	١٧٤	٠٢١	٠٩٥	٠٦٦	٤٠٨	٠٢١	٠٢٧-	٤٢٤	٢٧ - يقع الطير ( الجيدة )
٤١٧	٢٢٠-	٠٨١-	٢٧٨	٢٤٦-	١٢٢	٢٩٢	٠٠٤-	٢٢٥	٢٨ - الأبتسكارية اللغوية
٢٠٦	٠٦٢	٢٠٩-	٠٢١	٢٨٦	١١٠	١٢٩	١٢٨	٢٥٨	٢٩ - درجات الترتيب الفنية
٦٢٨	٤٢٢	١٢٥-	٧٦٠	٤٨٦	٠٢٥-	٤٠٥	١٩٨	٠٩٤-	٤٠ - درجات الرياضة المدرسية

إذن ماذا يمكن إستنتاجه من تشعبات العوامل بعد تدويرها ؟

### (١) تشعبات ٥° :

من الواضح أن العامل البارز هنا هو العامل المسكاني ، لتشعب جميع الاختبارات غير اللفظية به كمرونة الحصر ومرونة الانتقال ، كما تشعبت به أيضاً الاختبارات المسكانية العادية . وعلى أى حال ، فلقد أختيرت زوايا الدوران لزيادة تشعبات إختبار تذكر الأشكال ( ٢٨ ) وإختبار لوحة الأشكال ( ٢٧ ) . ولقد أظهرت إختبارات الأشكال المخفية والنقل والأشكال ( ١ ، ٢ ، ٣ ) تشعبات بنفس الدرجة . ولقد إستحال إستخلاص أى عامل مستقل لمرونة الحصر ، حيث تشبه إختبارات مرونة الحصر في كثير من الأوجه تلك الإختبارات التي يعتبرها جيلفورد مثله لعامل الإدراك المسكاني . والسبب المحتمل لبروز عامل المكان هذا هو أن التلاميذ قد أختيروا على أساس القدرات اللغوية إلى حد كبير ، وعلى ذلك إرتفع تباينهم في القدرات غير اللفظية والمسكانية إرتفاعاً نسبياً . ويلاحظ أيضاً أن العامل المسكاني يلعب دوراً كبيراً في القدرات الرياضية ( ٢٠ ، ٤٠ ) ، ولكن تشعب إختبارات السرعة غير اللفظية ( ٤ ، ٥ ، ٦ ، ٣٠ ) كان منخفضاً .

### (ب) تشعبات ٢° :

يشبه هذا العامل التفهم اللغوي ، لأن الاختبارين اللذين أستخدما لتحديد زوايا الدوران هما المفردات اللغوية ( ٢٤ ) ، والكلمات المزدوجة ( ٣٥ ) . فيتعلق معظم تباين هذين الإختبارين بهذا العامل . ويتشعب به أيضاً إختبار الكلمات المشوهة ( ٤ ) والمشاكل البديهية ( ٩ ) التي تتطلب

---

٥° العدد الموجود فوق رقم العامل يدل على عدد مرات تدوير هذا العامل مع العوامل الأخرى . فهنا العامل الخامس قد تم تدويره خمس مرات .

أيضاً التفهم اللغوى . وعلى أى حال ، فمعظم الاختبارات اللفظية تشجع بهذا العامل ، ولكن هذه التشبعات صغيرة ، والسبب بدون شك ، هو إختبار تلاميذ المدارس الثانوية العامة على أساس القدرات اللغوية بدرجة كبيرة .

#### ( ح ) تشبعات ٣٧ :

يتفق هذا العامل بوضوح مع الطلاقة الكلامية لثريستون . ولقد استخدم إختبار الجنس اللفظى ( ١٧ ) ( الطلاقة ) وبداية الكلمات ( ٢٥ ) فى توجيه زاوية الدوران ، وهما إختباران للقدرة على إنتاج الكلمات بغض النظر عن معناها ، ويظهر إختبار مانيسوتا الكتابى ( ٣٢ ) تشبعاً عالياً أيضاً يدل أن يقيس عامل سرعة الإدراك . ويلاحظ أن إختبارات كلمات الحروف — الأربعة ( ٦ ) والحرف الأول والآخر ( ٢٦ ) ذات تشبعات عالية أيضاً مما يؤكد وجود العامل . والتشبع المحير هنا هو تشبع إستفتاء الميول ( ٢٣ ) ( — ٣٩٤ ) ولكن من الواضح أن التلاميذ ذوى الميول الإبتكارية قد يكونوا ضعاف فى سرعة إنتاج الكلمات .

#### ( ز ) تشبعات ٤٤ :

يقرب هذا العامل من عامل الطلاقة الفكرية لثريستون رغم أنه يتضمن بعض الاختبارات التى كنا نتوقع أن تقيس المرونة التلقائية والأحالة . وتتطلب الاختبارات التى وجهت الدوران أساساً ، وهى الموضوعات ( الطلاقة ) ( ١٩ ) ، وبقع الخبر ، إنتاج كمية من الأفكار بغض النظر عن كيفها . ولاختبارات استخدام الطوبة ( الطلاقة ) ( ١١ ) والاستنتاجات ( الطلاقة ) ( ١٤ ) نفس الطبيعة ، فتشبعاتها عالية أيضاً مما يؤكد تفسير هذا العامل . ولكن يحصل إختبار استخدام الطوبة ( المرونة ) ( ١٠ ) ، وأسماء الموضوع ( المرونة ) ( ١٣ ) والتى يمكن أن تمثل عامل



المرونة التلقائية ، على تشبعين متوسطين . ويظهر اختبار الاستخدامات غير العادية (١٢) تشبعا عاليا . وبالمثل يدل تشبع الاستنتاجات (الجيدة) (١٥) والمستحيلات (١٦) وبقع الخبر (الجيدة) (٣٧) ، العالية على أن الأصالة لم تتميز عن الطلاقة الفكرية بين تلاميذ هذه السن .

### (هـ) تشبعات ٦ :

يبدو أن هذا العامل يقترب من عامل الأصالة ، رغم أنه لم يعط تشبعا عاليا لاي اختبار من مجموعة الاختبارات التي يقترحها جيلفورد . ويبدو أن هذا العامل هنا يجمع بين عدد من الاختبارات المتباينة ، اختبار الجنس اللفظي (الجيدة) (١٨) وإستفتاء الميول (٢٣) ، وبقع الخبر (الجيدة) (٣٧) ودرجات التريية الفنية (٣٩) ، ويظهر اختبار الابتكارية اللغوية (٣٨) والمستحيلات (١٦) أيضاً تشبعات ذات دلالة مع أنها صغيرة . ولا يوجد هناك سبب يقترح لتفسير تشبع اختبار الإستنتاجات (الطلاقة) تشبعا سلبيا ذا دلالة . وعلى ذلك فنوع معامل الأصالة هنا ، يظهر في إنتاج كلمات جيدة كما في اختبار الجنس اللفظي (الجيدة) والاستجابات الجيدة في اختبار بقع الخبر (الجيدة) وفي إستفتاء ميول أوقات الفراغ التي تتطلب الأصالة وفي التريية الفنية .

### (و) تشبعات ٦ :

يلاحظ أن هذا المكون قطبي ، ولم تستطيع أى عملية تدوير فصل القطب الموجب للمرونة التكيفية عن القطب السالب لسرعة الإدراك . ويحتمل أن يتحد هنا عاملان طائفيان صغيران . ويمثل المرونة التكيفية اختبار مشاكل عيدان الثقاب (٧) والمربعات (٨) ومشاكل البديهية (٩) ويمكن اعتبار الكلمات المختفية (٢١) والمشاكل الحسابية (بدون مسودة) (٢٠) ، اختبارات للمرونة التكيفية ، لأن الحصول على درجات عالية في هذه الاختبارات يتطلب من التليذ الانتقال من أداء لآخر . وقد لوحظ

على أى حال ، أن التشبعات ليست عالية ، وأن تشبع اختبار الحرف الأول والآخر (٢٦) من التشبعات العالية بهذا العامل . ومن الواضح أن تدل هذه النتيجة على أن الإختبار يتطلب إنتاج كلمات مختلفة للحصول على درجة عالية ويتضمن العامل الطائفي الآخر ذو التشبعات السالبة إختبارات وضعت لقياس سرعة الحصر ، ممثلة في الكلمات المشوهة ( ٤ ) ، وتكميل الشكل ( ٥ ) ، وكلمات الحروف الأربعة ( ٦ ) ، مع عامل سرعة الإدراك الممثل في إختبار سرعة الإدراك غير اللفظي (٣٠) ، وإختبار  $\times$  المنثورة (٣١) ، وإختبار مانيسوتا الكتابي (٣٢) . وقد تتطلب كل هذه الإختبارات إدراك التفاصيل الخفية في مادة غير ملائمة .

#### ( ز ) تشبعات ٤٢ :

يمثل هذا العامل بواقى العامل العام أو عامل الاستدلال بعد أن تم تدوير كل العوامل الأخرى لتكون تشبعاتها موجبة كلما أمكن ذلك . ولم يحصل على تشبعات ذات دلالة إلا ثلاث إختبارات ، التصنيف غير اللفظي (٢٢) ، إختبار التجريد ( ٢٩ ) ، والدرجات المدرسية في الرياضة (٤٠) ، ولا يوجد أى تفسير لتشبع إختبار أسماء الموضوع (١٣) تشبعا سالباً عالياً .

#### ( ح ) تشبعات ١٨ :

لا يوجد أى تجمع ذو دلالة بين الإختبارات هنا ، ويحتمل أن يكون هذا عامل متبقى عديم الدلالة .

#### طريقة العوامل الطائفية :

لقد أعيد ترتيب مصفوفة الارتباطات في سبع مجموعات ، ثم طبقت طريقة بيرت للتحليل العايلي الطائفي غير المتداخل . ومع هذا فقد ظهر هناك بعض من التداخل الموجب أو السالب بين العوامل الطائفية كما يتضح

من الجدول ( ٩ — ٣ ) الذى يمثل تشبع المتغيرات بمجموعاتها وبالجموعات الأخرى .

المجموعة ( ١ ) .

تظهر هذه المجموعة تشبعا ثابتا لكل العوامل ( ٢٨، ٢٧، ٣، ٢، ١ ) - ولا يحصل أى متغير من المتغيرات الأخرى على تشبع بها أكثر من  $\pm ٢٦$  . ولكن يتشبع المتغيران ٢٨ ، ٢ تشبعا عاليا ( ٣٤٣ ) ، ( ٤١٨ ) بمجموعة الاستدلال ( ز ) ، ويتدخل المتغير ٢٧ مع نفس عامل الاستدلال . ويظهر المتغير ٢٨ تشبعا سالباقويا بالمجموعة ( ج ) . ومن الواضح تماما أن تتطلب المتغيرات ٢٨ ، ٢٧ ، ٢ الاستدلال بالإضافة إلى القدرة المسكانية . وكما سبق أن ذكرنا ، فالمتغيران ٢٨ ، ٢٧ يحددان العامل المعروف بالتصور البصرى . ويبدو أنه لا يوجد فرق بينهما وبين المتغيرات ١ ، ٢ ، ٣ التى وضعت لقياس عامل مرونة الحصر .

جدول ( ٩ - ٢ ) : تشيع الاختبارات بمجموعاتها وبالمجموعات  
الأخرى

ز	و	هـ	س	ح	ب	ا	
٠١٩--	١١٩	٠٠٦	٠٢٦	٠٧٣--	٢٢٩--	٣٢٥	١
٢٤٣	٠٥٠--	٠٨٥	٠١٧	١٨٥--	٢١٣--	٤٨٩	٢
٠٦٧	٠٣٩--	١٨٧	٠٥٢--	١٤٦--	٠٤٩--	٢٧٥	(١) ٣
٢٨١	٠٧٨--	١٨٣	٠٢٥--	٢١٥--	٠٤٠--	٢٧٢	٢٧
٤١٨	٢٢٠	١٢٠	١٦٥--	٣٣١--	١٢٣--	٤٠٤	٢٨
٠٠٥	٢٤٣--	٠٢٠	٠٨٨--	١٨٤	٤٣٦	٠٢٠	٩
١٣٧--	١٧٧	٠٢٣	١١٤	٠٥٨	٣١١	٢٦٥--	(ب) ٢٤
٠٥٢	٠٨٦--	٢٠٢	٠٢٥	٠٤٢	٤٦٦	١٤٨--	٣٥
٢٠٥--	٠٧٤	٠١٧	١٨٨	٤٦١	١٣٤--	١٧٣--	١٧
٠٨٣--	٢٣٥--	٠٢٢	١٧٦	٢٤٣	٢٤١	١٧٨--	٢١
٢١٣--	١٠١--	٠٢١	٢٩١	٤٧٩	١٦٥	٢٥١--	(>) ٢٥
١٢٨	٠٢٥	٠١٣--	٠٠١	٢٢٣	١٧٩	١٩٣--	٢٦
٠٦٦--	١٣٧--	٢٢٩	٠٤٨	٢٥٢	٠٥٨--	١٢١--	٢٢
٠١٤--	١٧٢	١٢١--	٢٦٠	١٠٢--	٠٧٦	٠٦٩--	١٠
٢٦٤--	٢١٣	٠٢١	٤٣٨	١٤٣	٠٨٦	٠٥٦--	١١
٢٩٢--	١٥٤	٠٦٨	٢٤٦	٢٤٧	٢٦٤	٠٧١--	١٣
١٩٥	٠٧٠	١١٣	٥٦٩	١٤٥	٠١٦	٢٣٠--	(د) ١٤
١٢٨	١٦٩	١٦٤--	٢٦٦	٢٢٥	٠٩١	١٢٨--	١٥
٠٩٤--	٢٩٨	٢١١--	٦٢٧	٢٢٦	٠٦٢--	٠٢٥	١٩
٠٤٨--	٢٤٠	١٩٣--	٢٠٢	١٧١	٢٥٨--	١٠٢	٢٦

تابع جدول ( ٩ - ٣ ) : وتشيع الاختبارات بمجموعاتها والمجموعات  
الآخري :

ز	و	هـ	س	ح	ب	ا	
١٥٤	٣٠١—	٦٢٢	٠٥٢—	١١٥	٢٧٢	٠٥٨	٤
١٩٥—	١٨٤	١٧١	٠٦٧	١١٧—	٠٩٩	٠٤٩	٥
١٠٣—	٠٦٥—	٢٣٠	٠٤٣—	١٩٢	٠٠٢—	١١٠	٦ (هـ)
١٦٨—	٠٥٦—	٢٨٦	١٣٠—	٠٢٦—	٢٣٦—	٢٩١	٣٠
١٢٤	٠٨٥—	٢٣٠	١٤٢—	١٢١	١٩٧	٠١٢	٣١
٠١٧	١٨٨	٠٥٥—	٠٥٩—	٠٨٨	٠٧٥—	٠٥٦—	١٨
٠٨٦—	٣٠١	٠١٠	٤٨١	٠٤٣—	٠٧١—	٠٢٩—	١٢
٢٣٤—	٣٠٦	٠٤٢—	٣٠٩	٠٢٧	٠١٧—	٠٠٢	١٦
١٩٥—	٥٥٨	٠٤٦	٠٣٧	٢٨٠—	٠١٨	١٨٦	٣٣
٠٧٩—	٣٤٧	٢٠٧—	٢٧٠	٠٦٦	٠١٨—	٠٣٧	٢٧ (و)
٠٣٧	٢٩١	١٧٧—	١٠١	٠٠٢	١٦٧—	٠٤٨—	٣٨
٠٣٣—	٢٣٠	٠٠٥	٠٠٢	٢٠٥—	٠٨١—	١٣٤	٣٩
٢٤٧	١٠١	٠٠٣	١٢٦—	١٠٦	٠٠٨	٢٦٦	٢٠
١٢٩	٠٣٩—	٠٦٦—	٠٦٤	٠٣٨—	٠٦٢	٠٨٩	٢٢
١٦٤	١٣٠—	٠١٤	٠٧٩	٠٦٦—	٠٢٣	١٩٢	٢٣ (و)
١٧١	٠٧٩—	١١٨	٠٨٠—	٠٨٧	١١٠—	٠٩٣	٢٩
٧٢٩	٠١٩—	٠٥٣	٠٢٤—	٢١٥—	٠٧٢—	١٦٩	٤٠
٠٨٥	٠٨١	٠٢٧—	٠٨٠—	١٥٣	٠٦٨—	٢٢٢	٧
٠٥٧—	٢٢٠	١٦٥—	٠٣٦—	٠٢٤	٣١١—	١٦١	٨
٠٦٩—	١١٠	١٠٩—	٠٠٢	١٥٥—	٠٤٦—	٠١٤—	٢٤



### المجموعة (ب) :

تفرد هذه المجموعة عن الاختبارات اللفظية الأخرى . فتحصل اختبارات الكلمات المشوهة ( ٤ ) والكلمات المختفية ( ٢١ ) واختبار أسماء الموضوع ( الطلاقة ) ( ١٣ ) فقط على تشبعات ذات دلالة . وعلى أى حال ، فيحصل اختبار بقع الحبر ( الطلاقة ) ( ٣٦ ) والمربعات ( ٨ ) على تشبعات سالبة متوسطة . ولا يوجد هناك إلا ارتباطا بسيطا بين الاختبارات التي تكون هذه المجموعة والمجموعات الأخرى . وتحدد هذه المتغيرات هذه المجموعة على أنها عامل التفهم اللغوى . ويلاحظ أن اختبار المشاكل البديهية ( ٩ ) يعتمد كلية على هذا العامل ، والعامل العام ، ولا يعتمد إطلاقا على عامل المرونة التكيفية .

### المجموعة (جـ) :

يمكن اعتبار هذه المجموعة على أنها مجموعة منفردة ، بمعنى أنه لا يحصل أى متغير آخر على تشبع عالى بها . ولكن تحصل المتغيرات ١٣ ، ١٥ ، ١٩ من عامل الطلاقة الفكرية على تشبعات تتراوح بين ٢٣ و ٢٤ فقط . ويظهر المتغير ( ٣٣ ) — إستفتاء الميول — تشبعا سالبا عاليا ، كما فى طريقة تحليل المكونات الأساسية . وأكثر الاختبارات تمثيلا لعامل الطلاقة الكلامية هو اختبار الجنس اللفظى ( الطلاقة ) ( ١٧ ) ، وبداية الكلمات ( ٢٥ ) .

ويحصل المتغير ( ٢١ ) الكلمات المختفية ، والمتغير ( ٣٢ ) اختبار مانيسونا الكتابى على تشبع موجب عالى رغم أن هذين المتغيرين لا يتطلبان إنتاج الكلمات مباشرة . ويحصل المتغير ( ٢٦ ) — الحروف الأولى والآخرى — على تشبع أقل من المتغيرات الأخرى . ولكنه رغم هذا فهو أكثر ارتباطا بهذه المجموعة منه بالمجموعات الأخرى .

### المجموعة ( د ) :

تظهر هذه المجموعة تبايناً كبيراً رغم أنها تتميز أساساً بثلاث اختبارات من اختبارات الطلاقة الفكرية ، ١٤ ، ١٩ ، ١١ . ويحصل المتغير ( ١٥ ) — الاستنتاجات (الجيدة) ، وبقع الحبر (الطلاقة) (٣٦) على تشبعات متوسطة ، بينما يحصل المتغير ( ١٠ ) — استخدام الطوبى ، و ( ١٣ ) — أسماء الموضوع ( المرونة ) على تشبعات منخفضة . ولا يمكن تفسير هذين الاختبارين على أساس أنهما مقاييس للطلاقة الفكرية . ولكنهما لا يظهران تشبعات عالية بعامل الأصالة أو المجموعات الأخرى . وقد يمثلان عامل المرونة التلقائية الذى لم يتميز تماماً فى هذا السن ، فيتضمن كلاهما انتاج الأفكار كخطوة نحو التغير من نمط الى آخر . ويجب أن نذكر أن المتغيرين ١٢ ، ١٦ — الاستخدامات غير العادية والمستحيلات — يحصلان على تشبعات عالية الى حد ما ، وأيضاً يحصل المتغير (٣٧) — بقع الحبر ( الجيدة ) على تشبع واضح . وعلى ذلك فهناك تداخل بين الطلاقة الفكرية والأصالة .

### المجموعة ( هـ ) :

تظهر هذه المجموعة أيضاً انفرادية ، رغم حصول اختبار الكلمات المشوهة ( ٤ ) على أعلى تشبع . ويميل المتغيران ٣٠ ، ٣١ الى تحديد سرعة الإدراك ؛ ولكن لا يبدو عامل سرعة الإدراك متميزاً عن عامل سرعة الحصر كما تقيسه المتغيرات ٤ ، ٥ ، ٦ . ويلاحظ أن المتغير ( ٤ ) يحصل على تشبع سالب واضح بعامل الأصالة وكذلك تشبع موجب بعامل التفهم اللغوى .

### المجموعة ( و ) :

تظهر هذه المجموعة أيضاً اختلافاً الى حد ما ، رغم أن المحتوى ( ١٣ م — التعطيل العامل )

المشترك بين الاختبارات يدل على أنها تمثل الأصالة . وليس من الغريب أن نجد أن المتغير (٣٣) يحصل على أعلى تشبع ، فاستفتاء الميول يتناول مباشرة تفضيل الأداءات التي تتطلب قدرة على الأصالة ويحصل المتغير (١٨) — الجنس اللفظي (الجيد) على تشبع منخفض ، ولكن يبدو أنه لا يرتبط بأى مجموعة أخرى بأكثر من ذلك . ويكون تشبع المتغيرين (٣٨) ، ( ٣٩ ) منخفضاً أيضاً ، ولكنها تمثل الدرجات المدرسية التي يحتمل أن تكون ضعيفة الثبات . ومن متغيرات المجموعات الأخرى التي تحصل على أعلى تشبعات بهذه المجموعة ، المتغير (١٩) - الموضوعات (الطلاقة) ، والمتغير (٣٦) - بقاء الحبر (الطلاقة) . وكما سبق أن ذكرنا فإن المتغيرين ( ١٢ ) ، ( ١٦ ) يحسن أن ينضما الى عامل الطلاقة الفكرية .

#### المجموعة ( ز ) :

يبدو أن هذه المجموعة قد تغيرت بعض الشيء من عامل الاستدلال الاستنباطي إلى العامل الرياضى ، فيحصل المتغير ( ٤٠ ) على تشبع عالٍ جداً ، بينهما تظهر الاختبارات الأخرى تشبعات منخفضة جداً . ويوجد هناك تداخل بدرجة واضحة مع العامل المسمى ( ١ ) . ومن الاختبارات الثلاث الأخرى التي لم تنضم إلى أى مجموعة ، يظهر المتغير ( ٧ ) — مشا كل العيدان ، تشبعا بالعامل المسمى ، والعامل العام . ويعطى الاختبار (٨) — المربعات ، تشبعا بسيطا بعامل الأصالة ( و ) . ولم يظهر أى دليل واضح عن عامل المرونة التكيفية مع تلاميذ هذا السن . ويظهر المتغير ( ٣٤ ) تشبعا منخفضا موجبا أو سالبا ، بكل المجموعات الأخرى ، ولا يوجد أى دليل واضح عن ربطه بأى مجموعة .

ويمكن بمقارنة نتائج التحليلين أن نستنتج أنها قد أدت إلى نفس النتائج إلى حد كبير . وتبدو الصورة الدقيقة لتكوين بطارية الاختبارات كما يلي :

- ١ - عامل مكاني + عامل مرونة  
الحصر
- ٢ - عامل سرعة الادراك + عامل  
سرعة الحصر
- ٣ - عامل الاستدلال + عامل  
رياضي
- ٤ - عامل التفهم اللغوي
- ٥ - عامل الطلاقة الكلامية
- ٦ - عامل الطلاقة الفكرية
- ٧ - عامل الأصالة .

عامل عام يوجد في كل الاختبارات -

ويبدو أن النتائج التي حصلنا عليها تكشف عن بعض العوامل المرجعية  
المعروفة جيداً - القدرة على التصور المكاني ، والقدرة على التفهم  
اللغوي ، والطلاقة الكلامية ، وسرعة الادراك والعامل العام . وفيما  
يتعلق بالعوامل التي فرضناها نعرض المناقشة التالية :

### مرونة الحصر :

تظهر المتغيرات التي تمثل هذا العامل مع العامل المكاني ، قترابط  
بالمتغيرات التي تمثل القدرة على التصور البصري أو العامل المكاني في كلا  
التحليلين ، مما يحتم أن تتداخل متغيرات كل مجموعة معا . وعلى ذلك لم يظهر  
عامل مرونة الحصر ، المتميز الذي ظهر في دراسات ثرستون وبشتولدت  
Bechtoldt وميلي Meili وبوتسم Botzum وبمبرتون Pemberton وآخرين  
بمفرده هنا . ولكن يمكن أن نرى بعض التبرير لوجود مثل ذلك العامل  
في محتوى الاختبارات . حيث تتطلب اختبارات الأشكال المخفية ، والنقل



والأشكال ، زيادة على مجرد التصور البصرى ، الإحتفاظ بالشكل تصورياً وتناوله ضد المشتتات . ويحتمل أن يشبه هذا كثيراً تناول الأشكال التى يحتوى عليها إختبار لوحة الأشكال وبعض إختبارات العامل المكانى الآخر .

### سرعة الحصر :

يبدو أن هذا العامل أيضاً يرتبط بعامل سرعة الإدراك تبعاً لطريقتى التحليل ، فلم يظهر عامل سرعة الحصر منفصلاً كما فى دراسات ثرستون ومبلى وبوتسم وبمرتون وآخرين . ويبدو أن إختبارات الكلمات المخفية وتكميل الأشكال وكلمات الحروف الأربعة تتطلب أكثر من سرعة الإدراك ؛ بمعنى سرعة التعرف على التفاصيل الدقيقة ، حيث تتطلب سهولة تجميع العناصر المنفصلة لتكوين شكل كلى . ولكن يحتمل أن تعتمد معظم إختبارات سرعة الإدراك كذلك على التعرف على الأشكال السكاملة كما تتوقف على تحليل التفاصيل .

### المرونة التكيفية :

ظهر هذا العامل فى تحليل المكونات الأساسية كقطب موجب فى العامل القطبى ، وظهر عامل سرعة الإدراك وسرعة الحصر كقطب سالب . فظهرت إختبارات مشاكل العيدان والمربعات والمشاكل البديهية والكلمات المخفية والحساب ( بدون تسويده ) ، والتى ترتبط بالتعريف الذى وضعه جيلفورد لهذا العامل ، معاً وبتشبعات ذات دلالة . وعلى ذلك فهناك بعض الدليل على وجود هذا العامل ، كما قرره جيلفورد . وعلى أى حال ، فيحتمل أن يتكون هذا العامل من العامل العام بدرجة كبيرة ، لأنه عند إستبعاد هذا العامل العام فى التحليل الطائفى ، لم يظهر هذا العامل ، ونقل ثلاث من متغيراته إلى مجموعات أخرى — المشاكل



البدئية إلى التفهم اللغوي، والكلمات المختفية إلى الطلاقة الكلامية، والحساب إلى مجموعة الاستدلال — لأنها تتناسب وتلك المجموعات . واستبعدت مشا كل العيدان والمربعات تماما لأنها إختبارات نقية للعامل العام . وعلى ذلك فمن الواضح أنه برغم تأكيد طريقة تحليل المكونات الأساسية لوجود عامل المرونة التكيفية ، فإن هذا العامل يمكن أن يحل . إلى عامل عام وغيره من العوامل الطائفية الأخرى .

### المرونة التلقائية :

لم تظهر المتغيرات التي فرضت لتمثيل هذا العامل — استخدام الطوبية ( المرونة ) ، أسماء الموضوع ( المرونة ) ، والإستخدامات غير العادية — منفردة بذاتها في كلى التحليلين . ولكن في تحليل المكونات الأساسية أظهر الثلاث متغيرات تشبعات ذات دلالة بعامل فسر على أنه عامل الطلاقة الفكرية . وفي طريقة التحليل العامل الطائفي ، إنضم إختبار استخدام الطوبية ( المرونة ) ، وأسماء الموضوع ( المرونة ) إلى الطلاقة الفكرية ، وإنضم إختبار الإستخدامات غير العادية ، مع أنه يناسب الطلاقة الفكرية بدرجة جيدة ، إلى المجموعة التي فسرت بعامل الأصالة . وعلى ذلك فبرغم تقرير جيلفورد لهذا العامل ، إلا أنه لم ينكشف هنا . وقد يرجع ذلك إلى عدم إظهار تلاميذ هذا السن تغيرات واضحة في الأنماط مما يتطلب الحصول على درجات عالية في إختبارات هذا العامل ، مما يحتمل معه أن تكون المقاييس منخفضة الثبات .

### الطلاقة الفكرية

في كلا التحليلين ، ظهرت المتغيرات التي تمثل هذا العامل معا لتؤكد وجود هذا العامل كما يوضحه ثرستون وجيلفورد ولونفلك وآخرون في دراساتهم ، رغم أن مورجان Morgan في دراسته على صغار التلاميذ لم يتمكن من إيجاد ذلك العامل . ولقد ظهرت المتغيرات الأخرى التي فرضت

لقياس المرونة التلقائية والأصالة بتشبعات متوسطة أو تشبعات عالية بهذا العامل ، ونعني استخدام الطوية ( المرونة ) ، وأسماء الموضوع ( المرونة ) ، والإستخدامات غير العادية ، والإستنتاجات ( الجيدة ) ، والمستحيلات وبقع الخبر ( الجيدة ) .

### الأصالة :

في تحليل المكونات الأساسية ظهرت المتغيرات - الجنس اللفظي ( الجيدة ) ، وإستثناء الميول ، وبقع الخبر ( الجيدة ) ، ودرجات الترية الفنية - معاً وتشبعات عالية. وأظهر متغير الابتكارية اللغوية والمستحيلات تشبعات صغيرة ولكنها ذات دلالة . ولقد أكد التحليل العامل الطائفي نتائج التحليل الأول . وعلى أى حال ، يجب أن نعترف بأن هذا التحليل لم يظهر تشبعات عالية لأى من الاختبارات التى إقترحها جيلفورد ، رغم أنها تشبه كثيراً العامل الذى فصله بارون فى القدرة الابتكارية .

وفى ما يلى مثال آخر لدراسة عاملية فى مجال جوانب الشخصية الأخرى من إتجاهات وميول وسمات إنفعالية ، حيث أن ما تناولناه من بحث كان يختص بدراسة فى مجال القدرات العقلية ، حتى يتضح لنا أن منهج التحليل العاملى لا يقتصر على جانب من جوانب الشخصية دون آخر . وأنه منهج لازم للوصول إلى موضوعية أكثر فى التفسير ، والتعبير عن البيانات بمفاهيم أقل وذات دلالة أكبر . وفى ذلك يشير ثرستون إلى أن البيانات القصصية لا تصبح علم إلا إذا نظمت فى مجموعات حتى تكشف عن العوامل الكامنة فى النظام الديناميكي الذى تتكون منه الشخصية .

والدراسة التى تناولها كثال آخر ، هى بحث قام به المؤلف أيضاً فى دراسة كمية لإختبار بقع الخبر الروشاخ . فإختبار رورشاخ لإختبار إسقاطى يقوم على إستخدام مجموعة من بقع الخبر المقننة التى نحصل بها على إستجابات

من الفرد والتي على أساسها تقيم شخصيته . ولقد شاع استخدام هذا الاختبار في ميادين كثيرة كالأضطرابات النفسية والتوجيه المهني والخدمة الاجتماعية . ورغم الدراسات العديدة التي تناولت هذا الاختبار ، فما زلنا في حاجة إلى تقييمه بدقة أكثر . وهذا التقييم يجب ألا يقوم على التفسيرات الحدسية للاستجابات أو مجرد حساب التقديرات . ولكن معالجتنا يجب أن تقوم على استخدام الوسائل الإحصائية الملائمة ، وأن نتجنب غير الملائم منها حتى لا نصل إلى نتائج خاطئة .

ويمكننا تطبيق الطرق الموضوعية على اختبار رورشاخ ، لأنه يمكن تحويل الاستجابات إلى تقديرات عددية نستطيع معالجتها بالوسائل الإحصائية حتى نصل إلى تعميمات وتفسيرات صحيحة . وكخطوة في سبيل تحقيق الموضوعية لاختبار رورشاخ يجب إستبعاد التفسيرات التي تقوم على التحليل المعقد الذاتي للتقديرات ، مؤكداً أن الوسائل الإحصائية الملائمة يمكنها أن تظهر العلاقات التي يمكن أن تقوم بين المتغيرات إذا كانت هناك علاقات . ولقد أخذ الباحثون منذ سنة ١٩٤٧ في استخدام التحليل العاَملي في دراسة المتغيرات التي يكشف عنها اختبار رورشاخ وتوصلوا إلى بعض النتائج المفيدة . ويحاول المؤلف في هذه الدراسة استخدام التحليل العاَملي في دراسة أهم متغيرات اختبار رورشاخ . ولكن هذه الدراسات تختلف عن الدراسات السابقة باستخدام عدد أكبر من أبعاد الشخصية التي تؤكدتها الأبحاث كمتغيرات مرجعية ، وباستخدام طريقة أفضل في حساب معاملات الارتباط .

### طريقة البحث

في دراسة متغيرات اختبار رورشاخ يجب ألا يقتنع الباحث بتصنيفها وتفسيرها بمفردها دون الرجوع إلى الأبحاث التجريبية في مجال دراسة

جوانب الشخصية . فالمدخل المختلفة لدراستها يجب أن تهتدى ببعضها في الوصول الى تشخيص محدد ومتفق عليه في تكوينها . وفيما يتعلق برورشاخ اقتصر البحث على متغيرات حددتها طريقة كلوبفر في التقدير ، من حيث مواضع الإستجابات والمحددات والشائع والمبتكر . ولقد استخدمت بعض متغيرات المحتوى التي تعطى مدى كبيرا من التقدير والتي تبدو ذات دلالة سيكولوجية . ولكننا اعتبرنا كل الإستجابات رئيسية ، ولم نأخذ بفكرة أن بعضها رئيسي والبعض الآخر اضافي . وكان منطقنا في هذا أنه يجب ألا نعتبر بعض جوانب السلوك اضافي والبعض الآخر رئيسيا . فالسلوك استجابات لمثيرات معينة . وهذه الفكرة نزيل مصدرا من مصادر الذاتية في طريقة التقدير . وتأكيذا لهذه الفكرة ، فإن طريقة رورشاخ الجماعية لا تستخدم فكرة تصنيف الإستجابات الى استجابات رئيسية وأخرى اضافية . وكذلك فالإختبارات النفسية والإستفتاءات ومقاييس التقدير تهتم برد فعل الشخص دون الأخذ بهذا الفصل ، وعلى ذلك فقد كانت المتغيرات التي تناولها البحث كما يلي :

- |         |   |
|---------|---|
| ٢ - ك   | كل البقعة   |
| ٢ - ج   | جزء كبير عادي   |
| ٣ - ج   | جزء صغير عادي   |
| ٤ ج ج   | جزء صغير غير عادي ( ويتضمن ، ج ج جزء دقيق ، ج ط جزء حافي ، ج د جزء داخلي ، ج ن جزء نادر ) . |
| ٥ - ف   | فراغ أبيض   |
| ٦ - ش   | شكل   |
| ٧ - ح   | حركة بشرية  |
| ٨ - ح ح | حركة حيوانية  |



٩- ح غ يمثل هذا المتغير هنا مكونا من المتغيرات : ح غ ( حركة غير حية والشكل لا يدخل في الاعتبار ) + ح غ ش ( حركة غير حية والشكل غير محدود ) + ش ح غ ( حركة غير حية والشكل محدد ) .

١٠- ظ يمثل هذا المتغير هنا مكونا من المتغيرات : ظ ( التظليل كمظهر للملمس والسطح والشكل لا يدخل في الاعتبار ) + ظ ش ( التظليل كمظهر للملمس والسطح مع وجود شكل غير محدد ) .

١١- ش ظ التظليل كمظهر للملمس والسطح مع وجود شكل محدد .

١٢- مع مع يمثل هذا المتغير مكونا من متغيرين يفترضهما كلوبفر :

( ١ ) التظليل يعطى تأثيرا بالأبعاد الثلاثية ، ( ٢ ) والتظليل يعطى تأثيرا بالأبعاد الثلاثية أسقطت على سطح . وهنا يمثل المتغير : مع + مع ش + ش مع + مع + مع ش + ش مع . حيث تظهر هذه المتغيرات بضآلة جداً يصعب معها تناول كل منها على حدة .

١٣- ١١ لإستخدام اللون الأبيض والأسود . ويمثل هذا المتغير هنا مكونا من ١١ + ١١ ش + ش ١١ .

١٤- ل لإستخدام اللون . ويمثل هذا المتغير هنا مكونات من المتغيرات : ل ( استخدام اللون والشكل لا يدخل في الاعتبار ) + ل ش ( استخدام اللون في شكل غير محدد ) .

١٥- ش ل لاستخدام اللون في شكل محدد .

١٦- شائع

١٧- مبتكر

١٨- مجموع الاستجابات .



١٩- متوسط زمن الرجوع بالثانية استجابة للبطاقات غير الملونة  
(١، ٤، ٥، ٦، ٧) .

٢٠- متوسط زمن الرجوع بالثانية إستجابة للبطاقات الملونة ( ٢ ،  
٣، ٨، ٩، ١٠) .

٢١- بشر يمثل هذا المتغير المحتوى الذى يتضمن البشر الحقيقى  
أو الخرافى .

٢٢- جزء بشر يمثل المحتوى الذى يتضمن الأجزاء البشرية الحقيقية  
أو الخرافية .

٢٣- حيوان يمثل المحتوى الذى يتضمن الحيوان الحقيقى أو الخرافى .

٢٤- جزء حيوان يمثل المحتوى الذى يتضمن الأجزاء الحيوانية الحقيقية  
أو الخرافية .

٢٥- تشرح يمثل المحتوى الذى يتضمن مفهومات التشرح سواء  
المتعلق منها بالحيوان أو الانسان أو النبات .

٢٦- طبيعة تمثل المحتوى الذى يتضمن مناظر الطبيعة .

٢٧- نبات يمثل المحتوى الذى يتضمن النبات .

٢٨- شىء يمثل المحتوى الذى يتضمن أشياء من صناعة الانسان ..

٢٩- جغرافيا تمثل المحتوى الذى يتضمن مفهومات جغرافية .

٣٠- نار تمثل المحتوى الذى يتضمن مفهومات عن النار .

ولم يتضمن هذا البحث متغيرات عن مستوى الشكل ولا التابع  
بسبب ما يتميز به مستوى الشكل من ذاتية كبيرة ، كما أن التابع يضيف  
متغيرات متعددة أخرى لايهم بها البحث .

بما إذن نقارن متغيرات رورشاح التى ذكرناها ؟ . وهنا يهدف البحث

إلى إستخدام بعض جوانب الشخصية التى تتفق عليها الأبحاث السابقة .  
ولكننا نقسم : هل هذه الأبعاد صادقة أم لا ؟ . فإذا لم تكن صادقة ،  
فإننا سنعود إلى حيث بدأنا . أى إلى تقنين مفهومات غامضة بمقارنتها  
بأخرى غير محددة . ومحاولة وضع تكوين للشخصية على أساس من  
البيانات الغامضة .

وفى الحقيقة يمكننا أن نقول بأن الجوانب التى أستخدمت للمقارنة ،  
جوانب صادقة عند قياسها بوسائل صحيحة . ومعايرنا فى الصدق هى أن  
المتغيرات يجب أن تقوم على أساس مظاهر السلوك التى نلاحظها وأنه  
يوجد هناك فروق فردية ذات دلالة بين الأفراد فيما يتعلق بهذه المظاهر  
السلوكية . وهذه المعايير يمكن أن تنطبق على الأبعاد التى استخدمناها فى  
البحث . فهذه الأبعاد تقوم على مظاهر السلوك التى نلاحظها ، وأستخدمت  
الطريقة الافتراضية — الاستقرائية فى تحديدها . وعند تطبيق المقاييس التى  
وضعت لقياسها على مجموعة من الأفراد ظهر فروق بينهم ذات دلالة .  
وهذه الأبعاد هى :

١ — العصائية : تحديد العصائية بعدم الثبات الانفعالى العام للفرد من  
حيث حساسيته الانفعالية الزائدة ، وإستعداده للإضطرابات النفسية تحت  
الضغط البنى .

٢ — الانبطاط مقابل الانطواء : يشير الانبطاط إلى حب الفرد  
للإجتماع والعمل مع الآخرين وإنطلاق أوجه نشاطه وعدم كبتها .

٣ — التجديد مقابل المحافظة . يتميز الاتجاه التجديدى بمتغيرات منها :  
يجب إلغاء الملكية الخاصة ، يمكن إصلاح المجرمين ، الزواج غير الشرعى .  
ويتميز إتجاه المحافظة بمتغيرات منها : يجب أن تكون التربية الدينية إجبارية ،  
النأيم عملية غير مفيدة ، يجب أن يكون تحديد النسل أمرا غير قانونى .

٤ — العقلية الجامدة مقابل العقلية المرنة : تتميز العقلية الجامدة

بمتغيرات منها : العبادة تقاليد بالية ، النساء أقل قيمة . وتميز المرونة بمتغيرات منها : علاج المجرمين أفضل من عقابهم ، يجب إلغاء طريقة الإعدام والعودة إلى الدين .

٥ — القيمة العلمية : يهتم الشخص العلمى بحقائق العلوم بغض النظر عما يكون فيها من نواح جمالية أو منفعية .

٦ — القيمة الاقتصادية تميز هذه القيمة الشخص المادى النفعى الذى يهتم بالانتاج والاستهلاك والتسويق وجمع الثروة .

٧ — القيمة الجمالية : يهتم الشخص هنا بالتجانس والأناقة والتنظيم وغيرها من العناصر الجمالية .

٨ — القيمة السياسية : يتميز الشخص السياسى بالسيطرة والقوة .

٩ — القيمة الاجتماعية : يتميز الشخص بحب الآخرين والسعى لمصلحتهم ومشاركتهم الوجدانية .

١٠ — القيمة الدينية : لا يقصد بالقيمة الدينية مجرد إهتمام الفرد بالذهاب إلى أماكن العبادة ، ولكن يتميز الفرد بالسعى وراء تفهم غموض الكون وعلاقته به .

١١ — الطلاقة الفكرية : القدرة على سرعة استدعاء الأفكار بغض النظر عن نوعها .

١٢ — الأصالة : القدرة على إعطاء إستجابات غير مألوفة وجيدة .

١٣ — القدرة العامة : العامل المشترك الناتج عن تحليل عدد من إختبارات القدرات .

وبالإضافة إلى المتغيرات التى ذكرناها يتضمن البحث أيضا متغيرات أخرى إعتقد المؤلف أنها قد ترتبط بمتغيرات رورشاخ المستخدمة . ولقد

قدرت هذه المتغيرات باستخدام مقاييس للتقدير . وتمثل مقياس التقدير تسعة سمات للشخصية إختارها المؤلف من مجموعة السمات المزاجية لجيلفورد بعد أن أدخل عليها بعضاً من التعديل في التعريف . ويتضمن مقياس التقدير تدريجاً من خمسة درجات تشير إلى مدى تكرار تلك المظاهر السلوكية . وفيما يلي وصف لهذه السمات :

١٤ — الابتكار : يهتم الفرد بالانتاج الجديد في الموسيقى وغيرها من أوجه النشاط الأخرى .

١٥ — المثابرة : يواصل الفرد التفكير أو العمل حتى يحل المشكلة التي تواجهه .

١٦ — الكآبه : أن يكون لدى الفرد إحساس عام بثبوت العزيمة وقلة الأمل فيما يتعلق بالحياة والمستقبل .

١٧ — السيطرة : يتصف الفرد بالمبادرة في العلاقات الاجتماعية .

١٨ — الاندفاعية : أن تكون إستجابات الفرد سريعة دون التفكير في النتائج .

١٩ — الدقة : الدقة الزائدة فيما يتعلق بالأمور البيئية والعلاقات الاجتماعية .

٢٠ — العصبية : سرعة الاستثارة وعدم الاسترخاء .

٢١ — عدم النضج : الحساسية الزائدة فيما يتعلق بمديح الآخرين أو ذمهم أو أنفعالاتهم .

٢٢ — النشاط العام : زيادة سرعة الفرد في أداء معظم أوجه النشاط أكثر مما يتطلب الموقف ، أو تفوق هذه الزيادة سرعة الآخرين في الأداء .

وفيما يلي وصف مقاييس وصف الذات ، والاختبارات ومقاييس التقدير التي أظهرت المتغيرات المستخدمة في التجربة .

إختبار بقع الحبر لرورشاخ : يتكون هذا الاختبار من عشرة بطاقات تسمى بلوحات هيرمان رورشاخ السيكو تشخيصية والتي نشرت عام ١٩٢١ وباستخدام طريقة كلوبفر في التقدير أدت بنا إلى المتغيرات التي نهدف إلى دراستها والتي ذكرناها فيما سبق .

مقياس موزلي لوصف الذات : يؤدي هذا المقياس إلى تقديرين : أحدهما للعصائية والآخر للإنبساط .

مقياس الرأي العام : يعطى هذا المقياس تقديرين للإتجاهات أحدهما للإتجاه التجديدي والآخر للعقلية المرنة .

مقياس القيم : يؤدي هذا إلى تقديرات عن القيمة العلمية ، والقيمة الاقتصادية ، والقيمة الجمالية والقيمة الاجتماعية والقيمة السياسية ، والقيمة الدينية . والمقياس الذي استخدم في هذا البحث ، الطبعة التي قننتها رتشارد سون على عينات إنجليزية .

إختبار التجريد : وضع هذا الاختبار فرنون . وهو مشبع بالقدرة العامة .

إختبار الموضوعات : يتكون هذا الإختبار من موضوعين اختارهما ثرستون لقياس الطلاقة .

إختبار المستحيلات : استخدم جيلفورد هذا الإختبار لقياس الطلاقة الفكرية .

مقياس الميول : أخذ المؤلف هذا المقياس من مقياس وضعه فرنون للميول .



ويقوم هذا المقياس على توجيه أسئلة عن أشياء يجب أن يقوم بها الفرد أكثر من غيرها في وقت فراغه ويقضى فيها معظم وقته . ولقد أظهر هذا المقياس تشبعا كبيرا بالأصالة .

مقياس التقدير : يتضمن هذا المقياس تسعة سمات هي : الابتكار ، والمثابرة ، والكابة ، والعصبية ، والسيطرة ، والاندفاعية ، والدقة ، وعدم النضج ، والنشاط العام .

ولقد قام مشرفان كل على حدة بتقدير أفراد العينة في هذا السمت باستخدام تدرج من خمسة درجات مبنيا مدى تكرار هذه المظاهر السلوكية وهي : غالبا جداً ، غالبا ، أحيانا ، نادراً ، نادراً جداً . والقيمة العددية لكل منها هي : ٥ ، ٤ ، ٣ ، ٢ ، ١ على الترتيب .

ولقد جمع تقدير المشرفين فحصلنا على مقياس يتراوح مداه بين ٢ -- ١٠ .

العينة . كانت العينة ٩٨ طالبة من كلية معلمات بلندن حيث متوسط السن ٢٠ سنة .

طريقة تطبيق المقاييس : تنقسم المقاييس التي أستخدمت في البحث إلى ثلاثة أقسام :

المجموعة الأولى : تتكون هذه المجموعة من اختبارات الورقة والقلم ، ونعني بها ، مقياس موزلى لوصف الذات ، ومقياس الرأى العام ، ومقياس القيم ، واختبار التجريد ، واختبار الموضوعات ، والمستحيلات ، ومقياس الميول . ولقد طبقت هذه الاختبارات في صورة جماعية .

المجموعة الثانية : تتكون من اختبار رورشاخ الذى قام المؤلف بتطبيقه في صورة فردية ، وتتكون عملية القياس بهذا الاختبار من جزئين :

(١) مرحلة الأداء : وهي الطريقة التي يمكن بواسطتها الحصول على لاستجابات الفرد لبقع الحبر .

(ب) مرحلة الاستقصاء : وهي الطريقة التي يمكن الحصول بواسطتها على البيانات اللازمة لتقدير السجل . ولقد استخدمت أسئلة معينة للكشف عن مواضع الإستجابات ومحدداتها .

الإستقصاء عن مواضع الإستجابات : لقد أعطيت البطاقات الواحدة بعد الأخرى مع توجيه هذا السؤال : « بين لي أين رأيت هذا ؟ » ، لكي يبين الفرد أين رأى هذه الاستجابة . وبواسطة هذا السؤال أستطاع المؤلف أن يعين مواضع إستجابات كل أفراد العينة .

الاستقصاء عن المحددات : بعد أن تحدد الاستجابة على صحيفه المواضع يسأل الفرد عن محدد الاستجابة « ما الذي أعطى لك فكرة أن هذا . . ؟ » ثم يسأل سؤال آخر للكشف عن محددات أخرى إذا كان هناك شيء منها : « هل يوجد هناك شيء آخر يساعد على فكرة أن هذا يشبه . . . » .

ولقد واصل المؤلف الاستقصاء إذا لم يكن قد اتضح أن الحركة قد استخدمت كمحدد ، فوجه السؤال التالي : « أين تعتقد أنك تشاهد ( . . . ) كهذا ؟ » . وإذا لم يؤدي هذا السؤال إلى توضيح وجود أو عدم وجود الحركة كمحدد ، إنتقل المؤلف إلى خطوة أخرى . فيوجه إلى الفرد السؤال : « في أحد البطاقات قلت إنها تشبه ( . . . ) وهو يسبح ، فكيف ينطبق هذا على الانسان / الحيوان / السحاب . . . الخ الذي تراه هنا ؟ » .

ومن الجدير بالذكر أن السؤالين الأولين يكشفان عن المحددات بما في ذلك الحركة في كل الحالات تقريباً ، وأن السؤالين الأخيرين نادراً ما يكشفان عن شيء . ويرى المؤلف أنه من الأفضل الاقتصار في مرحلة الاستقصاء على السؤالين الأولين حتى تتجنب التأثير الإيحائي للسؤالين الأخيرين .

المجموعة الثالثة : قام المشرفون بتقدير السمات ، حيث قام بتقدير كل طالب مشرفان ، ثم جمع تقديرهما معا .

وبذلك كانت البيانات التي استخدمت في التحليل هي تقديرات في ٥٣ متغيراً . ولقد عدلت هذه التقديرات قبل حساب معاملات الارتباط لأن انحراف التوزيعات عن التوزيع الاعتدالي كان من الكبير بحيث يؤثر على معاملات الارتباط وخصوصاً متغيرات رورشاخ . وتقوم الطريقة على أن كل توزيع يقسم إلى مجموعات باستخدام انحراف معيارى قيمته ١٠ . ولقد قامت الوحدة الحسائية بحساب معاملات الارتباط بطريقة بيرسون، ثم عولجت البيانات بالتحليل العاىلى كما يلي :

قامت الوحدة الحسائية الالكترونية بحساب المكونات الأساسية لكل مصفوفة معاملات الارتباط . ففصلت ست مكونات . وتعتبر المكونات الست هذه عدداً يكتفى به نظراً لعدد الاختبارات المستخدمة وأنواعها، وكذلك عدد أفراد العينة . ولقد أيد محك موزر ، ونعنى به تفرطح التباين الكلى للعوامل المتتالية، هذا الرأى . ويتضح أن تلك المكونات تنصف بالتعقيد نظراً لأنها تمثل جمعا من متغيرات مجالين مختلفين ، هما استجابات رورشاخ من ناحية والاختبارات الأخرى مع التقديرات من ناحية أخرى . ولقد وجد المؤلف أنه من الأسهل الوقوف على طبيعة هذه العوامل اذا تناولنا معاملات الارتباط لكل مجال على حدة . وعلى أى حال ، فإن الاشتراكات التى حصلنا عليها فى هذه المرحلة تفيد فى تقدير التباين الكلى للعوامل الأساسية الذى يمكن استخدامه فى الخلايا القطريه .

وبالتالى قامت الوحدة الحسائية بتحليل متغيرات رورشاخ فقط ، ففصلت سبعة مكونات أساسية باستخدام الاشتراكات التى حسبها المؤلف . ويبين الجدول ( ٩ — ٤ ) تشبع كل متغير بهذه المكونات .

ولقد كان من الممكن أن تتبع ويتبورن وغيره من الباحثين فى تدوير محاور هذه العوامل لتبسيطها لما قد يبعد الى حد كبير أو كلية أثر العامل الأول . وعلى أية حال ، فدراسة العاملين الاولين تبين أنهما ذى دلالة كما

جدول ( ٩ - ٤ ) : تشيع متغيرات الورد شاخ بالموامل الأساسية

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	
ك	٢٨٠	٧٠٥	١٤٥-	١٧٦-	١٧٨-	٩٨	٦٠	٦٧٢	
ج	٧٢٩	٢٧٨-	٢٧٧	٠٠٩-	١٦٨	١٢٨-	٠٩٥-	٨١٨	
ح	٥٢٦	٦٧٥-	٠١١-	١٥٢	٠١٥-	١٢٨-	١١٩-	٧٩٦	
ح	٦٢٦	٤٦٢-	٢١٦-	٠٠٦-	٠٠٧-	٠٧٨-	٠٥٧	٦٨٤	
ف	٤٦١	٠٨٢-	٠٥٠-	١٨٢-	١٢٢-	٢٥٥	٠٧٩	٤٠٦	
ش	٥٢٦	٥٧٢-	٠٩٥	١٧١-	٢٢٨-	٢٤٨-	١٠٩	٨١٤	
ح	٤٦٨	٢٥١	٠٢٦-	٥٢١	٢٢٧-	٢٤٣-	٠١٢-	٦٧١	
ح	٢٧٢	٤٢٤	١٨١	٢٢٢	١٢٤-	٢٠٢	١٩١-	٤٩٢	
ح	٥٢٩	٢٤٢	١٢٢-	١٤١-	١٦٧-	١١٢	٠٦٧	٤٦٤	
ظ	٢٦١	٠٦٧-	٤٧١-	٠٧٦	١٨٦	٤٤٦	٢٤٤-	٤٥٩	
ش	٥٨٨	٠٧٢	٢٠٥-	٠١٨	٢٦٢	٢٥٦	٠٢٠	٥٩١	
مع	٤٩٥	١٦٥	٢٦٧-	٠٤٩-	١٢٢	١٥٩-	٠٧٤-	٤٥٥	
١١	٢٢٠	٢٩٥	٢٦٤	٠٧٧	٢٥٢	٠٧٩	٠١١	٤٠٢	
ل	٤٩١	٤١٠	١٢٢-	٢٨٦-	٠٤٩-	٠٢٤-	١٧٢-	٥٤٢	
ش	٥٥٧	٢٤٧	٢٠٩	٠٢٨-	٢٦٤	٠٢٩-	٠١٤	٩٠٠	







هما دون تدوير المحاور . وعلى ذلك يمكن أن نستخلص أن العوامل التالية هي أوضح العوامل بين متغيرات رورشاخ .

١ — عامل الطلاقة الادراكية : لقد استخدم المؤلف هذا المصطلح ليميز هنا العامل عن عوامل الطلاقة اللغوية والطلاقة الفكرية . وهذا العامل عامل عام بمعنى أن كل المتغيرات ذات تشبع موجب به . وكما هو الحال في دراسات ويتبورن ، وسن ، وكوكس ، ووليامز ، ولورانس ، وكونسالفى ، ولوتس ، فإن متغير مجموع الاستجابات أكثر المتغيرات تشبعاً به ( ٩٣٧ ) .

٢ — عامل التجميع مقابل التحليل : يقسم هذا العامل المتغيرات إلى مجموعتين ، تلك المتغيرات التى تتطلب القدرة على التجميع فى الإستجابة لها من ناحية ، وتلك المتغيرات التى تتطلب القدرة على التحليل فى الناحية الأخرى . ويتضح أن ك أكثر المتغيرات تشبعا بقطب التجمع ( ٧٠٥ و ) ، و ج أكثر المتغيرات تشبعا بقطب التحليل ( ٦٧٥ ) .

٣ — العامل الثالث : هذا العامل عامل قطبي ، حيث يضع المتغيرات ج ( ٣٧٧ ) ، ش ل ( ٣٠٩ ) ، شائع ( ٤٧٥ و ) ، حيوان ( ٥٠١ و ) مقابل المتغيرات ظ ( ٤٧١ - ) ، مع مع ( ٣٦٧ - و ) ، طبيعة ( ٤١٨ - ) . وهذا يتفق مع الفرض الذى يقول به خبراء رورشاخ فيما يتعلق بهذه الإستجابات ، كما يتفق أيضاً مع نتائج دراسات سن ، وكوكس ، ووليامز ولورانس ، وكون . ويميل المؤلف إلى تعريفه بعامل الاجتماعية مقابل الخوف من مواجهة الآخرين .

٤ — العامل الرابع : عامل قطبي . فيضع المتغيرات ح ( ٥٢١ و ) . مبتكر ( ٥٩٠ و ) وبشر ( ٤١٩ و ) مقابل المتغيرات جغرافيا ( ٣٦٥ - ) ، نار ( ٣٤٨ - و ) ، ل ( ٢٨٦ - و ) . ولقد فسر المؤلف هذا العامل

بالانطواء. مقابل الانبساط . ولقد ظهر أيضا عامل مشابه له في دراسات سن ، وأ كوك ، وكون ، وميكرويد ، وبلوت ، وأيزنك .

٥ — العامل الخامس : تشبع به تشبعا ملحوظا المتغيرات ش ظ (٣٦٢ و) ، ١١ (٣٥٣) ، ش ل (٢٦٤) . وعلى ذلك يمكن تفسيره بعامل الضبط الانفعالي . ويشبه هذا العامل عامل ظهر في دراسات ويتبورن ، وساندر ، وإ كتر ، ووليامز ، ولورانس ، وكون حيث تكون الاستجابات ذات الأشكال المحددة أكثر المتغيرات تشبعا بهذا العامل .

٦ — العامل السادس والسابع : يبدو أن هذين العاملين غير ذي دلالة ، لأن المتغيرات ذات التشبعات الرئيسية بهما لا ترتبط فيما بينها إلا ارتباطا ضعيفا أو قد لا يوجد أى ارتباط .

يلاحظ أن العوامل التي ناقشناها فيما سبق عوامل خاصة بمتغيرات رورشاخ . ولكي نرى دلالتها النفسية يجب الكشف عن العوامل التي توجد بين المتغيرات المرجعية .

ولما كان قد تبين لنا أنه لا يحتمل أن تكون المكونات الأساسية للمتغيرات المرجعية ذات دلالة بدون تدوير المحاور ، فإنه قد تقرر استخدام الطريقة المركزية لتحليل المتغيرات .

ولقد أدت الطريقة المركزية إلى ستة عوامل ذات دلالة ، أدى تدويرها إلى التشبعات المبينة بالجدول ( ٩ - ٥ ) . وهذه العوامل هي :

١ — العامل الأول : يضع هذا العامل تقديرات الكتابة ( ٦٥١ و) ، العصبية ( ٦٣٠ ) ، عدم النضج ( ٦٧٧ و) ، العصاية ( ٤٢١ و) مقابل الاتجاه التجديدي ( ٤٢١ - ) ، اتجاه المرونة ( ٦٤٨ و) ، القيمة العلية ( ٤١٠ - ) ، القيمة الدينية ( ٦٥٧ - ) ، القيمة الاقتصادية ( ٣٧٥ - ) . ويظهر أن هذا العامل يتفق مع العامل المعروف بالعصاية ، حيث تمثل المتغيرات ذات التشبعات السالبة متغيرات تتعلق بالإتزان والقيم الجدية .

جدول (٩ - ٥) : تشبع المتغيرات المرجعية بالعوامل المركزية

بعد تدويرها

٢	٢	٢	٣	٤	٥	٦	هـ
٠.٦٦	٢٢٨—	٤٩٤—	٤٧٦—	٢٨٦	٠.٩٨—	٦١٩	الابتكار
٢٤١—	٠.٣١—	٦٧١—	١٢٨—	١٢٣	٠.٨٩	٥٥٣	المثابرة
٦٥١	٠.٢١	٢٢٠—	٢١١—	٠.٢٢	١٤٨—	٥٣٩	الكآبة
١٧٨	٢٥٣—	٦٨٩—	٠.٢٧—	٠.٠٢	٠.٤٤—	٥٧٤	السيطرة
٠.٩٦	١٥٨	١١٥	٦٠٤—	٠.١٧—	٥٨٥	٧٥٤	الاندفاعية
٠.٠٦	١١٥—	٠.٥٨—	٥٢٧—	٠.٩١—	٠.٦٩	٢٠٧	الدقة
٦٣٠	٢٧٠—	١١٠	٤٧٩—	٠.٦٤—	١٧٣	٧٤٥	العصبية
٦٧٧	١٦٤—	٠.٠٠	٤٢٣—	٠.٥٤—	٠.٧٨	٦٧٣	عدم النضج
٢٤٥	٤٢٣—	٠.٥٥	١١٣—	٥٥٢—	٢٤٢	٦٧٧	النشاط العام
٤٢١	٠.٤٩—	٠.٥٠	٠.٦٧	٠.١٢—	١٣٠	٢٠٣	العصاوية
٠.٠٨	٠.٠٧—	٠.٦٠	٠.٤٩—	٥١٤—	٠.٥٢—	٢٧٣	الانبطاط
٤٢١—	٠.٦٢—	٠.٦٨—	١٢٦	٢٢٦—	٢٢٦—	٤٢٨	التجديد
٦٤٨—	٢٣٧—	١٢٣—	١٩٠—	٠.١٧	٠.٣٤—	٥٢٨	المرونة
٤١٠—	٠.٩٧—	٢٦٧	٢٦٢	٢٢٩	٠.٢٤—	٢٧٠	القيمة العلمية
٠.٠٧—	١٧٦—	٤٦٦	١١٣—	٠.٥٩	٠.٧٤	٢٦٩	القيمة الجمالية
٠.٠١—	٠.٦٨—	٠.٠٣	٠.٢٣—	٣٥٠	١.٠٦—	١٤٠	القيمة الاجتماعية
١٦٢—	٠.١٤—	٠.٤٤—	٣٩٤	٠.١٠—	٢٦٢—	٢٥٢	القيمة السياسية
٦٥٧—	٦٥٥—	٠.٣٢—	١٤٠	٠.٥٦—	١٩٠	٩٢١	القيمة الدينية
٢٧٥—	٢٠٤	١٦٩	٢٦٦	٠.٠٦	٢٦٧—	٤١٧	القيمة الاقتصادية
٠.٧٢	٠.٥١—	١٦٦—	٠.٢٢—	٠.٠٧	٢٠.٦	١٣٠	التجريد
١٣٠—	١٥١—	٠.٩٦	١٢٠—	١٨٢—	٦٦٨	٥٤٢	الموضوعات
٠.٧٦	١٣٩—	٢٤٤	١٨٥—	١١٥—	٥٢١	٤١٤	المستحيلات
٠.٢٤	٤٣٤—	٠.٧٥	٢٦٣—	١٣٠	١٦٦	٢٠٨	المبول

ويشبه هذا العامل السمة التي يطلق عليها كاتل مفهوم الإتزان الانفعالي مقابل الانفعالية العصابية العامة .

٢ — العامل الثاني : تشبع بهذا العامل متغيرات النشاط العام ( — ٤٢٣ ) ، القيمة الدينية ( — ٦٥٥ ) ، ومقياس الميول ( — ٤٣٤ ) . كما تشبع به في نفس الاتجاه — ولكنها تشبعات صغيرة — متغيرات ، الابتكار ( — ٢٢٨ ) ، والسيطرة ( — ٢٥٣ ) ، والمرونة ( — ٢٣٧ ) . ولا يظهر هذا العامل أى تشبعات موجبة قوية . ويميل المؤلف إلى تفسير هذا العامل بالعقلية الاجتماعية المتحضرة أسوة بالسمة التي يسميها كاتل بالعقلية الاجتماعية المتحضرة مقابل البدائية .

٣ — العامل الثالث : يتشبع به تشبعا عاليا متغيرات ، الابتكار ( — ٤٩٤ ) ، والمثابرة ( — ٦٧١ ) ، والسيطرة ( — ٦٨٩ ) . كما يتشبع به تشبعا موجبا عاليا متغير القيمة الجمالية ( — ٤٦٦ ) . وربما يمكن تفسير هذا النمط من السلوك بالسيطرة مقابل الخضوع . ويشبه هذا العامل السمة التي يسميها كاتل بالسيطرة مقابل الخضوع .

٤ — العامل الرابع : يضع متغيرات الابتكار ( — ٤٧٦ ) ، والاندفاعية ( — ٦٠٤ ) ، والدقة ( — ٥٢٧ ) ، والعصبية ( — ٤٧٩ ) وعدم النضج ( — ٤٢٣ ) مقابل القيمة السياسية ( — ٣٩٤ ) والقيمة الاقتصادية ( — ٣٦٦ ) . كما يتشبع به تشبعا ساليا ملحوظا متغير مقياس الميول ( — ٢٦٣ ) ، وتشبعا موجبا متغير القيمة العلية ( — ٢٦٢ ) . ويمكن أن نقارن هذا العامل بالسمة التي يسميها كاتل ؛ الانفعالية الطفولية الخيالية الحساسة مقابل النضج والواقعية .

٥ — العامل الخامس : يتشبع بهذا العامل تشبعا ساليا عاليا متغيرات النشاط العام ( — ٥٥٢ ) ، والانبساط ( — ٥١٤ ) ، والاتجاه التجديدي ( — ٣٣٦ ) ، وتشبعا موجبا متغيرات القيمة الاجتماعية ( — ٣٣٠ ) ،



والقيمة العلمية ( ٢٢٩ ) . ويميل المؤلف إلى اتباع أيزنك في تفسير هذا العامل بالانبطاط مقابل الانطواء . ويبدو أنه يشبه السمة التي يسميها كاتل بالدورية المخاطرة مقابل الفصامية المنسحبة .

٦ — العامل السادس : يتشبع بهذا العامل تشبعا عاليا متغيرات ، الموضوعات ( ٦٦٨ ) ، والمستحيلات ( ٥٣١ ) ، والاندفاعية ( ٥٨٥ ) ، والنشاط العام ( ٣٤٢ ) . ويمكن تفسير هذا النمط من السلوك بالمرح مقارنة بالسمة التي يعرفها كاتل بالمرح مقابل الحزن .

وعلى أى حال ، فالعوامل الستة التي ذكرناها تشتمل على عدد من متغيرات الشخصية الهامة . وعلى ذلك فإذا كان لنا أن نقبل اختبار رورشاخ كاختبار تشخيص صادق ، فإن كثيرا من متغيراته يجب أن ترتبط ارتباطا ذا دلالة بعامل أو أكثر .

ولكى نكشف عن هذه العلاقات ، قام المؤلف بحساب تشبعات متغيرات رورشاخ بالعوامل المركزية المرجعية قبل تدوير محاورها ، ثم تدوير المحاور الناتجة بنفس الزوايا التي تم بها تدوير محاور العوامل المرجعية . فحصلنا على ستة عوامل كما هو مبين بالجدول ( ٩-٦ ) .

١ — العامل الأول : يتشبع به تشبعا ساليا ملحوظا متغيرات ، ك ( ٤٧٠- ) ، ح غ ( ٣٦٧- ) ، ظ ( ٢٠٤- ) ، ل ( ٢٠٢- ) . ويتشبع به تشبعا موجبا متغير جزء بشرى ( ٢٠٧ ) . ولقد سبق أن فسرنا التشبعات الموجبة العالية بالعصائية . ويؤدي بنا هذا إلى اعتبار ك ، ح غ ، ظ ، ل أدلة على التكوين الانفعالي الصحى ، وجزء بشرى دليل على العصائية . ويتفق هذا مع رأى خبراء رورشاخ حيث يعتبرون ك ، ح غ أدلة على قوة الأنا ، والجزء البشرى كدليل على الاتجاه النقدى الزائد الذى يمكن أن يكون منفذا للعدوانية . ومع أن خبراء رورشاخ يرون أن ظ دليل على حاجة الفرد غير المعدلة للعطف ، ل دليل على



الضبط الضعيف للإستجابات إزاء المثيرات البيئية ، فإنه يمكن أن نقبل  
ظ ، ل كأدلة على الاتزان الانفعالي خصوصا وأنها في جميع مع متغيرات  
الضبط الجيدة ، ونعني متغيرات ك ، ح غ .

٢ — العامل الثاني : يتشبع به تشبعا سالبا ملحوظا متغير النبات  
( — ٢٤٢ ) في إتجاه عامل العقلية الاجتماعية المتحضرة التي تحدد بتشبعات  
عالية سالبة لمتغيرات ، النشاط العام ، القيمة الدينية ، مقياس الميول  
وبتشبعات أقل في نفس الإتجاه لمتغيرات ، الابتكار والسيطرة والمرونة .  
ويدل هذا على أن بوم كان مخطئا عندما ذهب إلى الأخذ بأن رورشاخ  
إعتاد أن يقول بأن الأطفال بين سن السادسة والثامنة يعطون كثيرا من  
الاستجابات كاستجابة النبات ، كدليل على قلة الواقعية والتطبيع  
الاجتماعي . ولكن يجب ألا ننسى أنه برغم من تفسيرنا هذا فالعلاقة صغيرة  
التي أقننا عليها هذا التفسير .

٣ — العامل الثالث : يتشبع به تشبعا موجبا المتغير بشر ( ٢٢١ ) .  
وتبعاً لبوم فإن رورشاخ إعتاد أن يقول بأن المتغير بشر يدل على الإحتكاك  
الاجتماعي . ولكن إذا وجدت هذه الإستجابة بكثرة فإنها تدل إما على  
الإضطراب العصبي أو الترجسية . ويبدو لنا هنا أن المتغير بشر قد يدل  
على الخضوع حيث أنه يوجد في وضع يضاد به معامل السيطرة كما يحدد  
بالتشبعات العالية السالبة لمتغيرات الابتكار والمثابرة والسيطرة .

٤ — العامل الرابع : يتشبع به تشبعا سالبا متوسط زمن الرجوع إستجابة  
للبطاقات غير الملونة ( — ٢٠٣ ) ، جزء بشرى ( ٢٢٣ ) . كما يتشبع به  
تشبعا موجبا ملحوظا متغير الجغرافيا ( ٣٠٩ ) . ويضع هذا العامل متوسط  
زمن الرجوع إستجابة للبطاقات غير الملونة ، أي رد الفعل السريع للبطاقات غير  
الملونة والذي يدل على الحساسية ، والجزء البشري الدال على الإتجاه النقدي .  
الشديد ، مقابل متغير الجغرافيا الدال كما يشير بوم على الطموح والشجاعة .

جدول ( ٩ - ٦ ) : تشيع متغيرات الرور شاخ بالموامل المركزية بعد تدويرها

ك	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
ك	٤٧٠—	٠٣٩—	١٢٩	٠٢٣—	٢٤٩—	٢٠٦	٢٤٥
ج	٠٩٠	١٤٢	١٢٦—	١٢١—	١٠٤—	١٤٥	٠٩١
ج. ج	١٥٢	٠٢٧—	١٦٢—	٠٢٢—	٠٤٠—	١٦٩	٠٨٢
ج. ج. ج	٠٧٨—	١٠٢—	٠٢٦	١٤٤—	٠٦٨	٢٩٤	١٢٩
ف	١٦٢	١٩٥—	٠٥٧—	١٧٩—	١٢٢—	٠٩٦	١٢٦
ش	٠١٨—	٠٠٣	٠٥٧—	١٢٢—	٠١٦	١٤٨	٠٤٠
ح	٠٢٣	١٤١	١١٧	٠٦٠	٢١١—	٢٠٢	١٧٦
ح. ح	١٠٢—	٠١٧—	٠٢٢	٠١١	١٩٦—	٠٧٩	٣٠٤
خ. غ. غ. غ	٢٦٧—	٠٢١—	٠٣٤	١٢٢—	٠٩٠—	٠٢٧	١٦٠
ظ	٢٠٤—	٠٥٢	٠٢٢	٠٢٥	٢١٧—	٢٥١	١٥٧
ش. ظ	١٥٥—	١١٠—	٠٩٤—	١٨٨—	١٥٩—	١٠٧	١١٦
مع. مع	١٤٢—	٠٢٧—	٠٧٤	١٨٤—	٠٠٢—	١٧٢	٠٩٠
١١	٨٧	٠٢٢—	١١٥	٠٤٨	١٦٨—	١٠٤	٠٦٢
ل	٢٠٢—	٠٦٦—	٠٢٨	١١٠	٢١٧—	٢٤٩	١٦٧
ش. ل	٠٨٥—	١١٧	٠١١—	١٢٤—	٢١٦—	٢٠٢	١٧٧

سلاح  
مبتكر  
بحر مع الإستحيات  
متوسط زمن الرجوع  
للطباقات غير الملونة  
متوسط زمن الرجوع  
للطباقات الملونة

بشر  
جزء بشر  
حيوان  
جزء حيوان  
تشریح  
طبيعة  
نبات  
شيء  
جنر افيا  
نار

٠٠٧—	١٧٨—	١٨٧—	٠٠٧—	١٨٠—	٠١٧—	٠٠٧—	
١٧٨—	١٦٨—	٠٠٧—	٠١٢—	٠٩٨—	٠٢٩—	١٧٨—	
١٧٨	٢٥٨	١٦٢	٠٠٢—	٠٠٢—	٠٠٧—	١٦٨—	
١٧٨	٠٢٢—	٢٥٢—	٢٠٢—	٢٠٢—	١٧٥—	١٨٧—	
٠٤٨	٠٩٢	٠٨٠—	١٠٨—	١١١	٠٦٩—	٠٦٨—	
١٦٠	٢٤٢	١٨٧—	٠١٠	٢٢١	٠١٢—	١٢٢—	
١٢٩	١٦٠	٠٨٦—	٢٢٢—	١٠٧	٠٤٥	٢٠٧	
٠٦٢	٠٩٥	١٢٠—	١٧٧—	٠٢٠	٠٤٤	٠٧٧—	
٠٩٢	٢٠٠	٠٢٩	٠٢١	١٧٤—	٠٠٩—	١٤٦	
٠٤٥	١٥٧	٠٠٨	٠٤٤	٠٤٢—	٠٧٨—	٠٥٢	
١٤٠	٢٥٧	٠٢٠—	٠٤٨—	١٢١	١٥١—	١٧٨—	
١٦٦	١٠٧	٠٤٥—	٢٠٩	١١٦—	١٦٨—	١٢٢	
٠٩٥	١٢٦	١٠٤	٠٨٩	١٢٥	١٤٠—	١٤٢—	
١٧٢	٢٨٢	٠٤٨—	٠٢١	٠١٤—	٠٢٠—	١٤٩—	
١٦٢	١٦٩	١٢٥	٠٤٩—	١٨٤	٢٤٢—	١٥٠—	

فإذا كنا على جانب الصواب في تفسير العامل الرابع بالإنفعالية الحساسة مقابل النضج والواقعية ، فإن هذا يتفق مع الصورة التي يدل عليها متوسط زمن الرجوع لاستجابة للبطاقات غير الملونة ، والجزء البشرى والمتغير جغرافيا من متغيرات رورشاخ .

هـ — العامل الخامس : يتشعب به تشعبات سالبة متغيرات ك ( — ٢٤٩ ) ، ح ( — ٢١١ ) ، ل ( — ٢١٧ ) ، ش ل ( — ٢١٦ ) ، ومتوسط ، زمن الرجوع لاستجابة للبطاقات غير الملونة ( — ٢٥٣ ) . ويمكن تفسير هذا التجمع من المتغيرات بالإنبساط وفقا لتفسيرنا للعامل الخامس المرجعى . ويبدو أن هذا التفسير معقولا إذا أخذنا في الاعتبار الفروض التي تستند عليها هذه المتغيرات التي وضعها خبراء رورشاخ . فالمتغير ك يدل على القدرة على التنظيم ، ويدل المتغير ل على قلة الضبط في ردود الأفعال إستجابة للمثيرات البيئية ، ويدل ش ل على ضبط الإستثارة الإنفعالية دون فقد الإستجابة للمثيرات . وتتضمن هذه الإستجابة المضبوطة أن الفرد يمكنه الاستجابة بإحساسه وحركاته بما يتفق مع المطالب الإنفعالية للوقف . ويدل متوسط زمن الرجوع لاستجابة للبطاقات غير الملونة على سرعة رد الفعل والحساسية . ولكن ما يشير الجدل هنا وجود المتغير ح والذي يدل كما هو معروف — على الإنطواء ، وكما أيده تحليل متغيرات رورشاخ على حدة . ولكن على أى حال ، فإن خبراء رورشاخ يعتبرون أن ح تدل على الرضى الذاتى ، بمعنى تحمل الأنا للدوافع الفطرية . وقد لا يكون التناقض خطيرا ، إذ أن تشعب ح بالعامل صغيرا .

٦ — العامل السادس : يتشعب به تشعبا موجبا متغيرات ك ( — ٢٠٦ ) ، ج ح ( — ٢٩٤ ) ، ح ( — ٣٠٣ ) ، ل ( — ٢٤٩ ) ، ش ل ( — ٢٠٣ ) ، شائع ( — ٢٢١ ) ، مبتكر ( — ٤٠١ ) ، مجموع الإستجابات ( — ٣٥٩ ) ، بشر ( — ٢٤٢ ) ، جزء حيوانى ( — ٢٠٠ ) ، طبيعة ( — ٢٥٧ ) ، شئ ( — ٢٨٣ ) . ويبدو أن هذا



العامل يتفق مع عامل رورشاخ العام للطلاقة الإدراكية . ومن المعقول أن نتوقع أن يرتبط هذا العامل بالعامل المرجعي السادس الذي فسرناه بالمرح . وعلى ذلك يمكن أن نستنتج أنه بالرغم من أن متغيرات رورشاخ ترتبط إلى حد ما بالتجمعات التي كشفت عنها المتغيرات المرجعية ، فإنها لم تظهر صدقا عاليا بما يتعلق وهذه الأنماط السلوكية . ويمكن أن نقرر بذلك أن اختبار بقع الحبر ليس وسيلة شاملة كما يزعم المشتغلين به لتقدير جوانب الشخصية ، ولكنه يمكن أن يكشف عن بعض المتغيرات التي تقيس بعض جوانب السلوك .

ويتضح من البحث الذي تناولناه أن هناك بعض الاعتبارات التي يجب الإهتمام بها إذا أراد الباحث تصميم دراسة تحليلية عاملية ناجحة تتناولها فيما يلي :

١ - على الباحث أن يختار مجال من المجالات الملائمة للبحث . فليس من المنطق أن يحاول تحليل أي مصفوفة إرتباطات يحصل عليها . فغالبا ما يؤدي هذا الاتجاه إلى فشل في الحصول على النتائج المرغوب فيها . وليس من المنطق أيضاً أن يجمع الباحث مجموعة عشوائية من الاختبارات في تحليل واحد . فكثير من الاختبارات التي نتداولها لا تصلح للتحليل العاملي وخاصة بعض مقاييس السمات الانفعالية والميول . فيجب أن يتبع اختيار الاختبارات إطار نظري في مجال الدراسة ، وهذا الإطار النظري يجب أن يحدد أنواع الاختبارات المطلوبة . وقد يكون مجال البحث متسعا إتساعا كبيرا يشمل كل ما يعنيه الانسان من عوامل ، وقد يكون محدودا بحيث يقتصر على دراسة قدرات عقلية معينة كالحصر الإدراكي Perceptual Closure . وكلما إتسع مجال البحث كلما زاد عدد العوامل التي نتوقع إستخلاصها إذا كانت الاختبارات التي تستخدم شاملة . ويحسن أن يختار مجال البحث بحيث لا يتوقع الباحث أكثر من خمسة عشر عاملا وبحيث



لا تتضمن بطارية الاختبارات المستخدمة أكثر من ٥٠ اختباراً . ومن الأهمية بمكان أن يكون هناك من الاختبارات ما يعادل على الأقل ثلاث أضعاف عدد العوامل . فهذا يساعد على تحديد تدوير المحاور تحديداً جيداً كما يجب ألا يكون مجال البحث محدوداً جداً . فدراسة قدرات القياس والاستدلال قد تتضمن اختبارات تتشابه فيما بينها مما يؤدي إلى ظهور التباينات الخاصة والمشاركة على السواء .

٢ — يضع الباحث فروض تتعلق بالعوامل التي يرغب تحديدها في مجال البحث . فهذه خطوة هامة في الدراسة العملية . وعلى الباحث أن يحاول مقدماً تقرير عدد العوامل في مجال الدراسة وما يتميز به كل عامل .

٣ — يجب إختيار أو بناء الاختبارات المناسبة . ويسبق هذا الاختبار تحديد الاختبارات المطلوبة . وبعد الحصول عليها ، تأكد من أن هناك بعض الاختبارات التي تتضمن عوامل معروفة ، كالعامل اللغوي أو العددي أو الإدراكي . وإذا وجدنا عامل من هذا العوامل في اختبارين أو أكثر ، فإنه يجب أن نضيف إلى بطارية الاختبارات اختباراً فقط يعرف عنه أنه يظهر هذا العامل بدرجة جيدة . وهذا الفصل في تباينات العوامل المعروفة يترك المجال لظهور عوامل جديدة . ويجب أن تكون الاختبارات الموضوعية سواء المعروف منها أو غير المعروف ، مبسطة كلما أمكن ذلك ، بمعنى أن الاختبار لا يقيس إلا عاملاً واحداً .

ويجب أن تكون الاختبارات ذات ثبات عالي . كما يجب ملاحظة أن زمن تطبيق الاختبار له أهميته . ولما كانت بطارية الاختبارات الكبيرة تستهلك من الفرد المفحوص وقتاً كبيراً فإننا نفضل الاختبارات القصيرة

كلما أمكن ذلك، بحيث لا يؤثر هذا على ثبات الاختبارات . ويجب ألا يقل الثبات عن ٠,٦ .

٤ — اختيار العينة المناسبة : يجب تحديد العينة قبل جمع الاختبارات حتى تكون الاختبارات مناسبة للعينة المستخدمة في البحث . ويجب ملاحظة مستوى صعوبة الاختبارات وكذلك مشاكل تجانس العينة .

٥ — يجب أن تكون العينة ذات حجم مناسب . ورغم أنه لا يوجد هناك وسائل معروفة في تقدير تذبذب العينة وتشبعات العوامل التي تم تدويرها ، فمن الواضح أنه يجب الإهتمام بثبات معاملات الارتباط التي نبدأ بها التحليل . فأخطاء معاملات الارتباط تظهر كأخطاء في تشبعات العوامل .

وتبين الخبرة أنه عند استخدام معامل ارتباط بيرسون يكون من الأفضل ألا يقل عدد أفراد العينة عن ٢٠٠ فردا . ومع هذا فهناك نتائج مؤكدة في دراسات هامة حصلنا عليها باستخدام عينة يقل عدد أفرادها عن ٢٠٠ فرد . وتتسق تشبعات العوامل باستخدام عينة تتكون من ٢٠٠ فردا تقريبا بدرجة لا بأس بها مع تشبعات نفس العوامل ونفس الاختبارات باستخدام عينة من ١,٠٠٠ فردا . وعند استخدام معامل الارتباط الرباعي ، فإن العينة يحسن ألا تقل عن ٣٠٠ فردا . وللباحث حرية تحديد الحد الأقصى من العينة .

٦ — على الباحث أن يستخلص العوامل باستخدام إشتراكيات في الخلايا القطرية الرئيسية وعليه أن يقوم بتدوير المحاور المرجعية .

٧ — يقوم الباحث بتفسير العوامل التي قد تم تدويرها . فتفسير العامل في الحقيقة مراجعة لفرض سابق أو صياغة لفرض جديد . ويجب أن يؤدي التحليل إلى صياغة فروض أكثر ملاءمة منها قبل عملية التحليل فيما يتعلق بطبيعة العوامل .

## بعض مشاكل التحليل العاملي

تتوقف العوامل التي نستخلصها في تحليل ما، وكذلك تشيع الاختبارات بها على الظروف التي تحيط بمصدر البيانات التي يقوم عليها التحليل . وسنتناول هذه الظروف بإختصار فيما يلي :

خصائص الاختبارات : إذا كنا بصدد اختبارات قدرات ، فيجب أن

يكون هناك إهتمام بمستوى الصعوبة، حيث يتوقف مستوى الصعوبة على عينة البحث . ويجب أن يكون الاختبار بمستوى صعوبة معتدلة حتى يكون توزيع الدرجات في غير إلتواء . فإذا كان الاختبار صعبا جداً أو سهلاً جداً بحيث يتميز توزيع الدرجات بالالتواء ، فإنه يوجد هناك حلان لمواجهة هذا الالتواء في التوزيع . أولاً — إذا كانت العينة كبيرة نوعاً، أي ٣٠٠ فرداً فأكثر ، فإنه يمكن تقسيم التوزيع تقسيماً ثنائياً على أن يكون التقسيم قريب من الوسيط كلما أمكن ذلك . وإذا ما قسم التوزيع تقسيماً ثنائياً فإن معامل الارتباط المناسب الذي يمكن أن يستخدم هو معامل الارتباط الرباعي، وكذلك معامل ارتباط العزوم ليرسون . وإذا ما قسم توزيع بعض المتغيرات تقسيماً ثنائياً ، والبعض الآخر لم يقسم فإن معامل الارتباط الثنائي وأيضاً معامل ارتباط بيرسون يكونا من المعاملات المناسبة . ثانياً — أما إذا كان إلتواء التوزيع على مقياس متدرج دقيق ، وخاصة إذا كان عدد أفراد العينة صغيراً فإن الدرجات يجب أن تحول إلى التوزيع الاعتيادي على مقياس  $T - Score$  أو مقياس  $C - Score$  .

ويجب أن تكون الاختبارات في مستوى واحد من الصعوبة ، فالإختلاف الكبير في مستوى صعوبة الاختبارات يقلل من الارتباط فيما بينها . وإذا أمكننا جعل الاختبارات في مستوى متوسط من الصعوبة ، فإن هذا يعني أننا ساوينا بينها في درجة الصعوبة . وعلى أي حال ، فيمكن المساواة بين الاختبارات في أي مستوى بخلاف المستوى المتوسط ، سواء

المستوى المنخفض أو المرتفع . فإذا كان هناك عدد من مستويات الصعوبة بين الاختبارات المختلفة ، فإن تقسيم التوزيعات إلى تقسيمات ثنائية قرب وسيط كل منها تفيد إلى درجة ما . ولكن يحتمل ألا يؤدي هذا إلى تصحيح أثر الاختلافات كلية .

وجدير بالذكر أن درجات المتغيرات التي يستخدم معها معامل ارتباط بيرسون لحساب ما بينها من إرتباطات ، يجب أن يتحقق فيها ما يتطلبه استخدام هذا المعامل . فالإلتواء الواضح في توزيع الدرجات يدل على أن هذه المتطلبات قد لا تتحقق . ويتطلب أى شذوذ في التوزيع حرصا ومقاييس تصحيح .

ويجب الاهتمام بمعادلات تصحيح الاختبارات ، حيث يؤدي عدم الأخذ بها ، وإتباعها كما هي إلى تغير في التركيب العاملى لمادة الاختبار . والأنماط الشائعة من معادلات التصحيح تنحصر في حساب عدد الاستجابات الصحيحة ، أو حساب عدد الاستجابات الخاطئة ، أو حساب عدد الاستجابات الصحيحة مطروحا منها الاستجابات الخاطئة . ومن المرغوب فيه أحيانا أن يقوم الباحث بتحليل كل من درجات الاستجابات الصحيحة والخاطئة كل على حدة .

ويجب أن تكون متغيرات المصنوفة الواحدة مستقلة ، فلا يوجد بينها علاقات ، إلا ما يرجع منها إلى العوامل المشتركة . ويظهر التداخل بين الاختبارات بعدة طرق . وأكثر هذه الطرق شيوعا هي الحصول على درجتين أو أكثر من نفس الاستجابات . فيحتمل أن يؤدي الاختبار الذى يصحح بطريقتين إلى المتغيرات المرتبطة إرتباطا مزيفا . فأحيانا تتداخل مثل هذه الدرجات ، كدرجة الطول الواقف والطول الجالس . وعند تقدير درجات قوائم الميول والشخصية ، فإن كثيرا من الوحدات توزن وزنا متشابها في عدد مختلف من الدرجات . وتكون الإرتباطات



بين تلك الدرجات مزيفة بسبب وجود نفس عناصر التباين الخاص والخطأ بالإضافة إلى التباين المشترك . وتكون الارتباطات بين المقاييس المتدرجة مزيفة بالدرجة التي يتأثر بها الباحث بتأثير الحالة وغيرها من مصادر الخطأ .

ويجب الإهتمام بتحديد زمن الاختبار . فتطبيق الاختبار الواحد على أنه اختبار للسرعة وتطبيقه على أنه اختبار قوة يغير من التشبعات العملية . وعلى ذلك فعند وضع الاختبار لاستخدامه في التحليل العاملي ، يجب الإهتمام بمقدار الزمن الذي يسمح به للإجابة عليه . وتفيد الدراسة الاستطلاعية في تحديد زمن الاختبار .

طبيعة العينة : إن الإهتمام باختيار عينة البحث في التحليل العاملي تعادل الإهتمام بها في أى بحث تجريبي . فهناك ضوابط معينة يجب الأخذ بها حتى يسهل إظهار التركيب العاملي بالوضوح المرغوب فيه . ويحاول الباحث عامة الحصول على عينة متجانسة بالنسبة للمتغيرات التي لا يريد أن يدخلها كموامل مشتركة ، وعليه الحصول على عينة يظهر فيها الفروق الفردية في المتغيرات التي يريد أن يظهر فيها التباينات الأساسية التي يهدف لدراستها . ويحسن ضبط المتغيرات العامة كالسن والجنس ومستوى التعليم . وذلك لأنه إذا كان هناك عاملان يرتبطان ارتباطا واضحا بهذه المتغيرات ، فإن العاملين يظهران ارتباطا فيما بينهما في حين أنهما لا يرتبطان في الحقيقة . فارتباط العوامل في الواقع في أى بحث ما ، قد يرجع غالبا إلى هذه المؤثرات الخارجية أكثر مما يرجع إلى الخصائص الداخلية في كل من العاملين . ويجب على الباحث أن يحترس من أن يجمع بين بيانات من عينتين أو أكثر ليحصل على عينة ذات عدد كبير لكي يقوم بدراسة تحليلية . فيجب قياس دلالة الفروق بين متوسطات المتغيرات التجريبية التي يخضعها للتحليل قبل الجمع بين البيانات . فإذا كان هناك فروق واضحة بين المتوسطات فإنه يجب إتخاذ بعض التعديل قبل الجمع بين البيانات لحساب معاملات الارتباط .



وأحد الطرق المستخدمة هي تقسيم توزيع كل عينة تقسيماً ثنائياً عند وسيطها قبل حساب جدول الارتباطات الرباعية لها معاً . وهناك طريقة أخرى تقوم على حساب مصفوفة الارتباطات لكل عينة على حدة ثم إيجاد متوسط الارتباطات المتقابلة للحصول على مصفوفة واحدة .

ودافعية الأفراد أثناء تطبيق الاختبارات من الأهمية بمكان . فيجب أن تتبع ظروف التطبيق قدراً كبيراً من الدافعية طوال مدة تطبيق الاختبار ، بحيث يظهر المفحوص تعاونه وأمانته في الإجابة على الاختبار .

وجدير بالذكر أن تناول في النهاية ما يجب أن يتضمنه إعداد تقرير عن الدراسة العاملة ، كما هو متبع في التقرير العلمي لأي دراسة ، ويحسن أن نعطي صورة كاملة عن الدراسة العاملة حتى يمكن التأكد من صحة النتائج ومراجعة العمليات الحسابية . وفيما يلي بعض الخطوات التي يجب أن يتضمنها التقرير الكامل عن الدراسة العاملة :

#### المقاييس :

يجب وصف الاختبارات أو غيرها من متغيرات البطارية وصفاً كاملاً كلما أمكن ذلك ، ويجب بيان معادلات التقدير والثبات وزمن التطبيق وظروفه الخاصة . كما يجب توضيح توزيع الدرجات الخام ومتوسطاتها وانحرافاتها المعيارية ومقاييس الالتواء والتفرطح .

#### العينة :

يجب وصف المجتمع الكلي الذي أخذت منه العينة وصفاً كاملاً كلما أمكن ذلك من حيث متغيرات السن والجنس والتعليم والبيئة الجغرافية والمستوى الإقتصادي والاجتماعي إلخ . ويجب أن تذكر طريقة أخذ العينة وحجمها .

### تحليل البيانات :

يجب تحديد طريقة حساب معاملات الارتباط ، وتدوين مصفوفة الارتباطات ومصفوفة العوامل ، وتدوين البيانات الخاصة بالمخبرات المستخدمة في قياس دلالة العوامل التي إستخلصناها ، ومصفوفة البواقي أيضاً . ويجب أن نذكر مصفوفة التحويل ومصفوفة تشبعات العوامل بعد تدويرها ، ويدون أيضاً تفسير العوامل التي إستخلصها الباحث .

## المراجع

عبد العزيز القوصى : ١٩٥٦

حسن حسين

خليفة بركات

الإحصاء في التربية وعلم النفس - النهضة المصرية - القاهرة.

السيد محمد خيرى : ١٩٥٧

الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية -  
دار الفكر العربى - القاهرة.

فؤاد البهى السيد : ١٩٥٨

علم النفس الإحصائى - دار الفكر العربى - القاهرة

- |  |      |   |
|--|------|---|
| Adcock C.J.                                      | 1951 | A Factorial Approach to Rorschach Interpretation.<br>J. gen. Psychol., 44,261-272.  |
| Alexander, W.P.                                  | 1935 | Intelligence, Concrete and Abstract.<br>B.J P. Monograph Supplement. 19.  |
| Alvin, M.<br>Guilford J. P.<br>Merrifield, P. R. | 1959 | A Study of Military Leadership in Relation to Selected Intellectual Factors. Rep. Psychol. Lab , No.21.<br>Los Angeles. Univer. of Southern California. |
| Barron, F.                                       | 1955 | The Disposition Toward Originality. J. abnorm. Soc. psychol., 51, 478-485.  |
| Bartlett, M.S.                                   | 1950 | Tests of Significance in Factor Analysis. B.J.S.P., 3,77-85.  |
| Bechtoldt, H.P.                                  | 1947 | Factorical Study of Perceptual Speed : Ph.D. Thesis, Univer. of Chicago ; 'ref. Botzam 1951'  |

- Bordin, E.S.** 1943 Factor Analysis in Experimental Designs in Clinical and Social Psychology. *Psychol. Rev.*, 50, 415-429.
- Botzum, W.A.** 1951 A Factorial Study of the Reasoning and Closure Factors. *Pmka.*, 16, No. 4. 361—386.
- Burt, C.** 1940 The Factors of the Mind. Univer. of London Press.
- Burt, C.** 1950 Group Factor Analysis. *B. J. S. P.*, 3, 40—75.
- Burt, C.** 1954 The Sign Pattern of Factor-Matrices, *B.J.S.P.*, 7, 15—29.
- Burt, C.** 1947 A Factorial Analysis of Body  
**Banks, C.** Measurements for British Adult Males  
Ann : *Eugen.*, B, 238—256.
- Cattell, R.B.** 1957 Personality and Motivation Structure and Measurement. London : Harrp.
- Coan, R.** 1956 A Factor Analyses of Rorschach Determinants. *J. Proj. Tech.* 20, 280.
- Cox, S.M.** 1951 A Factorial Study of Rorschach Responses of Normal and Maladjusted Boys. *J. Gent. Psychol.*, 79, 95—115.
- Dahlstrom, W.G.** 1957 Research in Clinical Psychology : Factor Analytic Contributions. *J. Clin. Psychol.*, 13, 211—220.

- Drevdahl, J.E.**      **1956**    **Factors of Importance for Creativity.**  
J. clinical psychol., 12,21—26.
- Eysenck, H.J.**      **1949**    **Dimensions of Personality.** New-  
York : The Macmillan Co.
- Eysenck, H. J.**      **1952**    **Schizothymia - Cyclothymia as a**  
**Dimension of Personality.** J. Per-  
sonality, 20,345—384.
- Eysenck, H. J.**      **1960-a** **The Structure of Human perso-**  
**nalitiy,** London : Methuen.
- Eysenck, H. J.**      **1960-b** **Handbook of Abnormal Psychology.**  
London: Pitman, Medical Publish-  
ing Co.
- Eysenck, S.B.G.**    **1956**    **Neurosis and Psychosis : An**  
**Experimental Analysis.** J. Mentl.  
Sci., 102,517—529.
- Fruchter, B.**      **1954**    **Introduction to Factor Analysis.**  
D. Van Nostrand Co.
- Glickstien, M.**      **1959**    **A note on Wittenborn's Factor Ana-**  
**lysis of Rorschach Scoring Catego-**  
**ries.** J. Consult. Psychol., 23,  
69—75.
- Guilford, J. P,**      **1934**    **Introversion. Extroversion Psychol.**  
**Bull ,** 31,331—354.
- Guilford, J. P.**      **1952**    **A factor-Analytic Study of Creative**  
**Thinking,** 11. Administration of  
**Wilson. R.C.**      **Tests and Analysis of Result.** Rep.  
**Christensen, P.R.**    **Psychol. Lab., No. : 8 Los Angeles :**  
**Univer. of Southern California.**



- Guilford, J. P. 1954 **Psychometric Methods**. 2nd Ed. New York : Mc Graw-Hill.
- Guilford, J. P. 1957-a **A Revised Structure of Intell. ect. Rep. Psychol. Lab. No : 19. Los Angeles : Univer. of S. California.**
- Guilford, J. P. 1957-b **Creative Abilities in the Arts. Psychol. review, 64, No. 2.**
- Guilford, J. P. 1957-c **A Factor - Analytic Study of Flexibility in Thinking. Rep. Psychol. Lab. No : 18. Los Angeles : Univer. of Southern California.**
- Frick, J. W.  
Christensen, P. R.  
Merrifield, P. R.
- Hertz, M. R. 1940 **Problems of the Validity of the Rorschach Method. Rorsch. Res. Exchang.**
- Hertz, M. R. 1943 **The Rorschach Method : Science or Mystery. J. Consult. Psychol., 7, 67—80.**
- Hotelling, H. 1933 **Analysis of a Complex of Statistical Variables into Principal Components J. Educ. Psychol., 24, 417—441, 498—520.**
- Hotelling, H. 1935 **Simplified Calculation of Principal components. Pinka., I, 27—35.**
- Hsü, E. H. 1947 **The Rorschach Responses and Factor Analysis. J. Gen. Psychol., 37, 129—138.**
- Hsü, E. H. 1952 **Further Comments on the Rorschach Response and Factor Analysis. J. Gen. Psychol., 47, 239—241.**

- Hughes, R. M. 1950 A Factor Analysis of Rorschach Diagnostic Signs. *J. Gen. Psychol.*, 43, 85—103.
- Kleemeier, R.W. 1950 A Factorial Investigation of Flexibility. *Educ. psychol. measur.*, 10, 107—188.
- Lotsof, E.J. 1953 Intelligence, Verbal Fluency and the Rorschach Test. *J. Consult. Psychol.*, 17, 21—24.
- Lotsof, E.J. 1958 A Factor Analysis of the WISC and the Rorschach. *J. Proj. Tech.*, 22, 297—301.
- Comrey, A.  
Bogartz, W.  
Arnsfield, P.
- Lovell, K. 1954 A Study of the Problem of Intellectual Deterioration in Adolescents and Young Adults.  
Ph. D. Thesis, Institute of Education, Univer. of London.
- Lowenfeld, V. 1958 Current Research on Creativity  
*NEA J.*, XLVII, 538—540.
- Mc Cloy C.H.  
Metheny, E.  
Knott, V. 1958 A Comparison of the Thurstone Method of Multiple Factors with the Hotelling Method of Principal Components. *Pmka.*, 3, 61—67.
- McLeod, H. 1953 An Experimental Study of the Inheritance of Introversion. Extraversion. Ph. D. Thesis. London Univer.
- Melvin, D. 1955 An Experimental and Statistical Study of Two Primary Social Attitudes. Ph. D. Thesis, London Univer.

- Morgan, G.A.V.**      **1956**    Verbal Ability in Primary School Children. The Durham Res. Review, No : 7. Institute of Education, Univer. of Durham.
- Mosier C.I.**            **1939**    Influence of Chance Error on Simple Structure. *Pmka.*, 4, 33—44.
- Oliver, J.A.**            **1951**    A Factorial Study of Tests of R Rigidity. *Canad. J. Psychol.*, 5, 49—59.
- Ferguson, G.A.**
- Pemberton, C.**        **1952**    The Closure Factors Related to Other Cognitive Processes. *Pmka.*, 17, 267—288.
- Reyburn, H.A.**        **1941**    Factor in Introversion and Extraversion. *B. J. Psychol.*, 31, 335—340.
- Taylor, J. G.**
- Reyburn, H.A.**        **1950**    Primary Factors of Personality. *B. J. Psychol., Stat. Sec.*, 3, 150—158.
- Raath, M. J.**
- Sanai, M.**             **1950**    A Factorial Study of Social Attitudes. *J. Soc. Psychol.*, 31 157-182.
- Sandler, J.**            **1949**    An Experimental Investigation into Some Factors Entering into the Rorschach Test. Ph. D. Thesis, London Univer.
- Sandler, J.**            **1951**    Rorschach Content Analysis : An Experimental Investigation. *B. J. Med. Psychol.*, 24, 180—201.
- Ackner, B.**

- Sen, A. 1950 A Statistical Study of Rorschach Test. B. J. Psychol., Stat. Sec., 3, 51—39.
- Stotsky, B.A. 1957 Factor Analysis of Rorschach Scores of Schizophrenics. J. Clin. Psychol. 13, 275—278.
- Sultan, E.E. 1961 A Factorial Study in the Domain of Creative Thinking. M.A. Thesis, London Univer.
- Sultan, E.E. 1963 A Factorial Investigation of Rorschach Inkblots-test as applied to Student-Teachers, ph. D. Thesis, London Univer.
- Thomson, G.H. 1950 The Factorial Analysis of Human Ability. 4th Ed., Univer. of London Press.
- Thurstone, L.L. 1938-a Primary Mental Abilities. Chicago : Univer. of Chicago press.
- Thurstone, L.L. 1938-b The Perceptual Factor. Pmka., 3, 1—17.
- Thurstone, L.L. 1940 Current Issues in Factor Analysis Psychol. Bull., 37, 189—236.
- Thurstone, L.L. 1944 A Factorial Study of Perception. Psychometric Monogr., No : 4.
- Thurstone, L.L. 1948 The Rorschach in Psychological Science I. Abnorm. Soc. Psychol., 43, 471—475.
- Vernon, P.E. 1949 Personal Selection in the British Forces. Univer. of London Press.
- Parry, J.B.

- Vernon, P.E. 1950 The Structure of Human Abilities.  
London : Methuen.
- Vernon, P.E. 1955 The Psychology of Intelligence and  
g. Bull. Brit. Psychol. Soc., May.
- Vernon, P.E. 1957 Personality Test and Assessments.  
London : Methuen.
- Williams, H.L,  
Lawrence, G.F. 1953 Comparison of the Rorschach and  
MMPI by means of Factor Analysis.  
J. Consult. Psychol. 18, 193—197.
- Williams, M. 1947 An Experimental Study of Intel-  
lectual Control Under Stress and  
Associated Factors. J. Consult.  
Psychol., 11, 21—29.
- Wolfle, D. 1942 Factor Analysis in the Study of  
Personality. J. Abnorm. Soc.  
Psychol., 37, 393—397.
- Wittenborn, J. R. 1949 A Factor Analysis of Discrete  
Responses to the Rorschach Ink-  
blots. J. Consult. Psychol., 335-340..
- Wittenborn, J. R. 1950 A Factor Analysis of Rorschach  
Scoring Categories. J. Consult.  
Psychol., 14, 14, 261—267.











Bibliotheca Alexandrina



0472779

٢/٧٥/١١/١٨

٢٨٠٠